

**UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL**

**L'ÉVOLUTION DU GRADIENT LIANT LA SANTÉ DES ENFANTS  
ET LE REVENU FAMILIAL : 8 ANS D'OBSERVATIONS DES  
NOUVEAUX-NÉS QUÉBÉCOIS DE 1998**

**MÉMOIRE**

**PRÉSENTÉ**

**COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE**

**PAR**

**SÉBASTIEN POUDRIER**

**JANVIER 2008**

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCIEMENTS

J'aimerais d'abord procéder à quelques remerciements avant de vous laisser commencer la lecture de ce mémoire. En premier lieu à M. Lefebvre qui m'a fait pleinement confiance en me confiant le travail de recherche lié à ce sujet qu'il affectionne tout particulièrement. Il a su me guider et m'épauler du début à la fin. J'ai grandement apprécié son irréprochable disponibilité et générosité, autant à son bureau à l'UQAM qu'à travers les nombreuses journées et matinées passées ensemble au CADRISQ à discuter et à naviguer parmi les centaines de variables de l'ELDEQ. Un gros merci aussi à Lucie Gingras, la responsable de laboratoire du CADRISQ au CIQSS, qui semblait prendre plaisir à répondre à mes nombreuses questions et qui connaissait l'ELDEQ comme le fond de sa poche puisqu'elle avait travaillé pour l'ISQ dans les premières années de l'enquête. Finalement merci à ma famille et mes amis pour leur soutien, particulièrement à mes parents et mes deux grandes sœurs qui ont partagé leur expérience en tant que parents et m'ont éclairé sur différents sujets liés à la santé des enfants.

## TABLE DES MATIÈRES

	Page
RÉSUMÉ .....	v
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE 1	
BRÈVE REVUE DES ÉTUDES SUR LE LIEN ENTRE LA SANTÉ ET LE REVENU .....	3
1.1 Statut Socioéconomique et santé chez les adultes.....	3
1.2 Séguin, Xu, Potvin, Zunzunuegi et Frohlich (2003).....	4
1.3 Dubois et Girard (2003).....	6
1.4 Phipps, Burton, Osberg et Lethbridge (2006).....	7
1.5 Case, Lubotsky et Paxson (2002).....	8
1.6 Reprise des travaux de Case (2002) au Canada.....	12
1.7 Currie, Shields et Price (2004) en Angleterre.....	13
CHAPITRE 2	
L'ENQUÊTE LONGITUDINALE SUR LE DÉVELOPPEMENT DES ENFANTS DU QUÉBEC (ELDEQ 1998).....	15
2.1 Santé des enfants et Scolarité de la mère.....	17
2.2 Santé des enfants et structure familiale.....	19
2.3 Quelques statistiques liées au revenu.....	20
CHAPITRE 3	
RÉSULTATS.....	22
3.1 Modélisation par Probit ordonnés.....	22
3.2 Première Spécification du Modèle.....	23

**Page**

<b>3.3 Deuxième Spécification du modèle : influence de la mère.....</b>	<b>25</b>
<b>3.4 Troisième Spécification: santé de la mère et de l'enfant à la naissance...27</b>	
<b>3.5 Modèles à effets fixes et aléatoires.....</b>	<b>29</b>

**CHAPITRE 4****DISCUSSION**

<b>4.1 Un premier bilan des résultats.....</b>	<b>32</b>
<b>4.2 Effet de l'arrivée sur les bancs d'école.....</b>	<b>33</b>
<b>4.3 Caractéristiques de l'attrition dans l'ELDEQ.....</b>	<b>34</b>
<b>4.4 Effet des chocs à la santé : premier mécanisme.....</b>	<b>35</b>
<b>4.5 Effet des chocs à la santé : deuxième mécanisme.....</b>	<b>38</b>
<b>4.6 Un dernier bilan.....</b>	<b>39</b>

<b>CONCLUSION.....</b>	<b>41</b>
------------------------	-----------

<b>RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....</b>	<b>44</b>
---	-----------

<b>ANNEXE.....</b>	<b>46</b>
--------------------	-----------

## RÉSUMÉ

Dans ce mémoire, nous étudions la relation (aussi appelée le « gradient ») qui unit la santé des enfants en bas âge au revenu familial. Ce sujet d'étude en économie de la santé a été plusieurs fois exploré chez les adultes avec des résultats qui tendent à démontrer que les gens disposant d'un revenu plus élevé ont une meilleure santé et, de surcroît, une espérance de vie plus grande que ceux disposant d'un revenu moindre. En cherchant à approfondir la connaissance du sujet, les chercheurs se sont naturellement intéressés à l'impact du revenu familial sur la santé des enfants. Case et *alii* (USA 2002) ont récemment proposé une démarche et des techniques afin de vérifier, d'abord, si le gradient existe et, ensuite, de mesurer la profondeur de son influence sur le développement des jeunes enfants. En nous aidant de l'enquête longitudinale du développement des enfants du Québec (l'ELDEQ 1998) et en suivant une démarche semblable à celle proposée par Case et *alii*, nous observons l'existence d'un gradient faible selon lequel la santé des nouveaux-nés québécois est affectée positivement par le revenu familial.

## INTRODUCTION

L'objectif du présent mémoire est d'évaluer l'effet du revenu familial sur la santé des enfants québécois. Le sujet a été maintes fois traité pour les adultes depuis la fin des années '70 et nous observons, un peu partout dans les pays occidentaux, que les adultes qui ont un revenu plus élevé sont en meilleure santé. La relation, résumée par l'idée d'un gradient entre niveau de revenu et états de santé, peut sembler évidente lorsque la recherche est effectuée dans des pays où les régimes publics couvrent seulement les services de santé de première nécessité, ou encore dans des pays moins développés où l'offre de services est insuffisante et, conséquemment, réservée à ceux qui peuvent se la payer. Mais nous savons que plusieurs autres facteurs environnementaux et diverses habitudes de vie influent sur notre état de santé. Pensons seulement à l'accès à l'eau potable, aux habitudes alimentaires, à la pratique d'activités physiques sur une base régulière, à l'exposition au tabagisme et à la pollution industrielle, urbaine et même agricole.

Certaines de ces caractéristiques, propre à chaque individu, sont souvent le résultat de décisions que les individus prennent : le choix de fumer ou non, le choix de ce qu'ils mettent dans leur panier d'épicerie, quel métier ils exercent ou de l'endroit où ils vivent, etc. Parfois, les gens ne choisissent pas leur « condition » et héritent d'un bagage génétique qui les rend vulnérables à l'apparition de certaines maladies comme le diabète, certains retards de croissance, des problèmes cardiovasculaires, pulmonaires et même l'obésité; souvent des situations qui sont diagnostiquées ou qui font leur apparition en bas âge. C'est lorsqu'ils ont saisi l'importance du développement qui se fait de l'enfance jusqu'à l'âge adulte, autant au niveau des habitudes de vie prises tôt que de l'apparition de problèmes de santé permanents, que les chercheurs en économie de la santé ont commencé à orienter

leurs travaux de recherches vers les tout-petits. Ils ont voulu savoir en premier lieu si on observe chez les enfants le même gradient santé/revenu présent chez les adultes. Ils ont ensuite voulu savoir quels sont les facteurs susceptibles d'affecter, positivement comme négativement, l'état de santé des enfants. Ils ont de plus cherché à savoir dans quelle mesure le gradient santé/revenu observé chez les adultes trouvait son origine dans l'enfance. C'est un exercice semblable que nous nous proposons d'exécuter, mais cette fois-ci avec des enfants du Québec.

Le chapitre 1 présente d'abord les diverses études, effectuées à travers le monde, qui traitent autant la santé des enfants que celle des adultes afin de voir quels facteurs socioéconomiques ont retenu l'attention des chercheurs intéressés au développement des enfants. C'est également dans cette section que nous verrons comment le concept de gradient est apparu et en quoi il est utile. Le chapitre 2 présente ensuite la banque de données avec laquelle nous travaillons, c'est-à-dire l'Enquête Longitudinale sur le Développement des Enfants Québécois. Le troisième chapitre présente un exposé des résultats de modèles économétriques obtenus à partir de notre échantillon d'enfants québécois. Finalement, c'est dans le chapitre 4 que nous discuterons des résultats obtenus en proposant des explications que nous chercherons à vérifier.



## CHAPITRE 1

### BRÈVE REVUE DES ÉTUDES SUR LE GRADIENT ET LES ENFANTS

#### **1.1 Statut Socioéconomique et santé chez les adultes**

Notons d'abord que la littérature se rapportant aux effets du revenu sur l'état de santé est beaucoup plus importante chez les adultes que chez les enfants. Cela est principalement dû au fait qu'il existe un plus grand nombre d'enquêtes menées auprès d'adultes alors que l'intérêt de mener de vastes enquêtes semblables auprès d'enfants est plutôt récent et encore peu documenté.

Une approche souvent utilisée par les chercheurs consiste à employer le Statut Socioéconomique (SSE) de l'individu ou du ménage comme variable explicative de l'état de santé. Plusieurs informations sont obtenues lors des vastes enquêtes menées auprès de la population et peuvent servir à classer les gens par groupe ou classe, selon un certain critère plutôt qu'un autre. Par exemple, le revenu est souvent utilisé pour mesurer le statut socioéconomique. Leur revenu sera comparé au seuil de pauvreté déterminé par le gouvernement du pays afin de déterminer une échelle qui servira à classer les gens en différents SSE. D'autres fois, c'est le degré de scolarité, la classe sociale ou le prestige de l'occupation ou l'origine ethnique des individus qui serviront à établir cette échelle.

Van Doorslaer *et alii* (1997) ont démontré le lien entre meilleure santé et meilleur SSE en insistant sur l'iniquité qui défavorise les pauvres face à la maladie.

Une conclusion importante de leur étude est que les pauvres sont défavorisés par rapport aux riches dans l'accès qu'ils ont aux soins de santé, mais aussi dans la perception qu'ils ont de leur état de santé général (self-reported health). Cette iniquité est présente dans les neuf pays industrialisés où l'enquête est menée et ressort plus fortement aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, alors qu'elle est plus faible en Suède, en Finlande et dans l'ancienne Allemagne de l'Est.

Toujours chez les adultes, James Smith P. (1999) discute des explications du lien entre le SSE et l'état de santé en cherchant à démontrer l'existence d'un gradient liant la santé au revenu personnel. S'aidant à la fois du SSE et du revenu du sujet et en utilisant les résultats d'enquêtes longitudinales menées en 1984, 1989 et 1994 sur des hommes américains, il en est venu à la conclusion que les gens qui se disaient (self-reported) en moins bonne santé voyaient leur revenu stagner d'une enquête à l'autre alors que ceux qui se disaient en bonne santé avaient vu leur revenu augmenter significativement. Il soulignait, toutefois, le danger qui nous guette en menant ce type de régression sur des adultes où on pourrait être trompé par l'inversion de la causalité du gradient. En effet, est-ce parce qu'il est malade qu'un adulte travaille moins (réduit son offre de travail) ou est-ce parce qu'il travaille moins (revenu plus faible) qu'un individu a une moins bonne santé?

## **1.2 Séguin, Xu, Potvin, Zunzunuegi et Frohlich (2003)**

Plus près de chez nous, Séguin et *alii* (2003) ont mené une recherche portant sur la pauvreté et les enfants en s'appuyant sur la même banque de données que nous utilisons, soit l'Étude Longitudinale sur le Développement des Enfants du Québec (l'ELDEQ 1998). Ils ont par contre concentré leurs efforts sur les deux premiers cycles de l'ELDEQ et ils ont utilisé une approche différente de la nôtre. En effet, ils classent les ménages en différents SSE en se basant sur le seuil de pauvreté tel qu'il

est défini par Statistique Canada. Les ménages (72% du groupe) qui ont un revenu avant impôts supérieur à ce seuil sont dans le groupe « suffisant », ceux (12%) pour qui il se situe entre 60 et 99% du seuil sont dits « modérément insuffisant », alors que ceux (16%) pour qui il est inférieur à 60% du seuil de la pauvreté sont dits « insuffisant ». Trois variables servent à définir la santé des enfants. La première est la perception qu'ont les parents de la santé de leur enfant (variable binaire prenant la valeur 1 si elle est jugée excellente ou 0 si jugée moins qu'excellente). La deuxième observe si l'enfant s'est fait diagnostiqué par un médecin un problème de santé chronique quelconque et la troisième est basée sur si l'enfant a effectué un séjour d'une nuit ou plus à l'hôpital depuis sa naissance.

Se servant de modèles d'estimations logistiques, ils remarquent en premier lieu que les mères du groupe avec revenu insuffisant sont plus sujettes à percevoir la santé de leur enfant comme étant moins qu'excellente (c-à-d  $>1$ ) et que les enfants de ce même groupe sont plus souvent touchés que les autres par des problèmes de santé chronique. Ils étaient surpris de constater que ce sont les enfants du deuxième groupe, modérément insuffisants, qui sont, et de loin, les plus nombreux à avoir effectué au moins un séjour d'une nuit à l'hôpital. Ils expliquent le nombre relativement moins élevé de séjours à l'hôpital chez les plus pauvres par un certain isolement social de la mère ou un manque de ressources financières de celle-ci.

Leurs régressions sont effectuées en contrôlant pour certaines variables susceptibles d'améliorer les chances de meilleure santé chez l'enfant. Parmi ceux-ci, on note le nombre d'années de scolarité de la mère, la structure familiale (deux parents, famille recomposée, mère monoparentale), le nombre de mois pendant lesquels le bébé a été allaité, la présence de complications à la naissance, le statut d'immigrant du ménage, l'âge de la mère ainsi que l'exposition au tabagisme.

### 1.3 Dubois et Girard (2003)

D'autres chercheurs ont utilisé les données de l'ELDEQ 1998-2003, mais ceux-ci dans le but de voir comment des ménages issus de trois différents groupes sociaux respectent les recommandations médicales en ce qui a trait à l'alimentation du bébé dans les deux premières années de sa vie. Ces trois recommandations sont : de nourrir le bébé exclusivement par le lait maternel jusqu'à l'âge de 4-6 mois, de continuer l'allaitement en introduisant divers aliments jusqu'à l'âge de deux ans et, finalement, de ne pas introduire le lait de vache avant l'âge de 9-12 mois. L'indice du SSE est construit en jumelant différentes variables, soit la scolarité des parents, le prestige de l'emploi de ceux-ci et le revenu familial avant impôts. Des contrôles sont effectués pour d'autres variables comme l'âge de la mère, la scolarité de celle-ci, le niveau de pauvreté et la structure familiale du ménage. Certaines des variables se retrouvent dans le SSE et dans les variables de contrôle, une idée un peu étrange.

Ils soulignent que 2,6 fois plus de mères (en pourcentage) ayant un SSE plus élevé que de mères ayant un SSE plus faible allaitent à la naissance. Un rapport qui monte à 3,5 fois deux mois après la naissance. Le recours à différentes formules ou suppléments pédiatriques est plus fréquent chez les gens à faible SSE que chez ceux à SSE élevé; même chose en ce qui a trait au lait de vache. Pour ce qui est de suivre à la fois les trois recommandations, les mères du groupe à SSE élevé sont respectivement 2,3 fois et 1,8 fois plus nombreuses que celles des groupes à faible SSE et à SSE moyen à le faire. Les auteurs étaient également surpris de voir que, même chez les ménages à SSE élevé, moins de la moitié des mères respectaient les trois recommandations pédiatriques.

#### 1.4 Phipps, Burton, Osberg et Lethbridge (2006)

Phipps et *alii* (2006) se sont penchés, eux, sur l'obésité chez les enfants en cherchant à savoir si le problème était plus présent dans certains pays que d'autres, s'il était lié au revenu des parents en plus de chercher à comparer la taille de l'écart de pauvreté entre les riches et les pauvres d'un pays par rapport à un autre. Les trois pays retenus à titre de comparaison sont le Canada, les Etats-Unis et la Norvège. Ils ont bâti trois variables dépendantes liées à l'obésité et à l'indice de masse corporelle à partir des informations fournies par les parents sur le poids, la taille et le sexe de l'enfant et les ont comparé aux différents seuils d'obésité définis par le Centre américain de Contrôle et Prévention des Maladies (CDC) en tenant compte de l'âge et du sexe de l'enfant. Ces trois variables sont : l'ampleur de l'excès de poids de l'enfant par rapport à l'échelle d'obésité du CDC, le niveau d'obésité général ou le pourcentage de gens touchés par ce problème pour la population du pays et un produit arithmétique de ces deux dernières variables qui représente l'ampleur du problème pour chaque pays.

Leurs résultats démontrent que les enfants canadiens, qui proviennent de l'enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (l'ELNEJ), sont plus nombreux, en pourcentage de l'ensemble de la population, à vivre avec un excès de poids et à vivre sous le seuil de la pauvreté que ne le sont les enfants norvégiens (16,1% vs 6,3% pour l'obésité et 16,1% vs 3,5% pour la pauvreté). Par contre, les enfants canadiens sont moins frappés par l'obésité et la pauvreté que ne le sont les Américains, qui affichent des taux respectifs de 20,7% et de 24,6% pour ces deux problèmes. Ils remarquent également que l'obésité frappe plus sévèrement les enfants issus de ménages pauvres au Canada que ceux issus de ménages aisés (19,4% vs 15,2%); un constat qu'ils observent également aux Etats-Unis, mais de manière amplifiée. Pour ce qui est de la Norvège, elle peut être fière de ne pas

compter suffisamment d'enfants pauvres et obèses (dans l'échantillon) pour que les résultats contiennent suffisamment d'observations et soient valides au plan statistique.

### 1.5 Case, Lubotsky et Paxson (2002)

En se servant du SSE comme variable indépendante, on perd la possibilité d'expliquer les effets "à la marge" d'une variation de la variable explicative; l'effet marginal d'une augmentation de 1,000 ou 10,000 dollars du revenu familial par exemple. Case et *alii* (2002) ont réussi à trouver une façon de bien exploiter cette possibilité qu'offre le gradient, ce qui est un apport important des économistes à la recherche sur la santé des enfants et leurs travaux (ainsi que leur méthode d'analyse) font figure de référence dans plusieurs autres ouvrages sur le sujet. Ils sont d'ailleurs souvent cités dans d'autres articles.

En travaillant sur la santé des enfants, ces auteurs font remarquer que nous avons l'avantage de nous libérer de la « contrainte de causalité » exprimée plus haut par Van Doorslaer *et alii* (1997), dans la mesure où les jeunes enfants ne contribuent pas (du moins dans les pays développés) au revenu familial. Cette contrainte est difficile à cerner chez les adultes car, dans certains cas, un adulte pourrait voir son offre de travail réduite (et par conséquent son revenu) à cause d'un problème de santé qui mine son effort de travail. Ils soulignent que nous pourrions toutefois faire face à une contrainte semblable lorsqu'un problème de santé grave chez un enfant force un de ses parents à se retirer temporairement du marché du travail, entraînant cette année-là une baisse observable du revenu du ménage.

Un autre aspect qui les motivait à se pencher sur la santé des enfants, et que nous retrouvons dans presque tous les travaux ou articles recensés, est que les

problèmes de santé et, par ricochet, les disparités selon le SSE chez les adultes, trouvent souvent leur origine dans l'enfance. Ils citent les travaux d'Irma Elo et Samuel H. Preston (1992) et soulignent l'importance de l'environnement dans lequel se développent les enfants, de la naissance à l'âge adulte, sur la santé de ceux-ci. Ils citent également David Barker (1997), qui va plus loin et regarde les effets de l'alimentation et les habitudes de vie de la mère pendant la grossesse sur le fœtus ainsi que de l'allaitement, par la suite, sur le développement de maladies comme le diabète, l'hypertension et les problèmes cardio-vasculaires.

Case et *alii* (2002) utilisent les résultats de 4 enquêtes, longitudinales ou transversales effectuées aux Etats-Unis de 1988 à 1997 et regardent, bien sûr, comment la santé des enfants est liée au revenu de leurs parents, mais aussi comment la scolarité de ceux-ci, l'exposition au tabagisme, l'état de santé de l'enfant à la naissance (poids, etc.), l'état de santé des parents (et sa transmission par les gènes), la couverture de soins de santé (privée ou publique), la fréquence des visites chez le médecin pour l'enfant comme pour la mère et même comment l'indice de masse corporelle de la mère et du père affectent positivement ou négativement la santé des enfants. Sans rapporter tous les résultats, on ne peut passer sous silence l'importance, tant par sa taille que sa robustesse, de la relation liant la scolarité de la mère (aussi du père mais un peu moins) à la santé des enfants; sans oublier, toutefois, la forte corrélation entre scolarité et revenu bien connue par les chercheurs en économie du travail.

Ils se sont fiés sur les déclarations faites par la personne connaissant le mieux l'enfant (dans 92% des cas la mère) à laquelle on demandait de qualifier la santé de son enfant (1=excellente, 2= très bonne, 3=bonne, 4=passablement faible et 5=mauvaise) pour bâtir leur variable dépendante. Comme la façon de l'obtenir pouvait être biaisée par l'avis du parent (par exemple, une mère pourrait surévaluer ou sous-évaluer la santé de son enfant pour une quelconque raison), Case et *alii*,

(2002) ont comparé l'évaluation de celle-ci à l'avis d'un médecin (physician) qui devait suivre la même échelle. Les deux évaluations semblent converger : les enfants ayant une santé moyenne de 1,99 selon leurs parents alors que les professionnels de la santé évaluent en moyenne à 1,40 la santé des enfants. Cet écart suggérerait que les parents sont, en moyenne, un peu plus sévères que ne le sont les médecins lorsque vient le temps d'évaluer la santé de leur enfant.

En estimant les coefficients de modèles « probits ordonnés » (appropriés pour traiter une variable ordonnée), ils démontrent l'existence d'un gradient liant négativement la santé des enfants au revenu de la famille; un gradient qui va en augmentant (en valeur absolue) avec l'âge des enfants, c'est-à-dire plus fort dans les groupes d'enfants plus vieux (les 9-12 ans et les 13-15 ans). Leurs résultats sont rapportés dans le tableau 5 présenté à l'annexe. Le signe négatif devant le log-revenu vient du classement des états de santé dans lequel on attribuait la valeur 5 au plus mauvais état de santé observé. Les coefficients estimés par Case et *alii* pour l'effet du log du revenu sont de l'ordre de -0.18 pour les enfants âgés de 0 à 3 ans et augmentent graduellement avec l'âge, passant à -0.24 pour les enfants du groupe 4 à 8 ans, à -0.26 pour les enfants du groupe 9 à 12 ans et, finalement, de -0.32 pour les enfants du groupe de 13 à 17 ans. Notons que l'effet du revenu est atténué lorsque les modèles estimés tiennent compte de l'éducation des parents.

Ils expliquent cette augmentation avec l'âge par deux mécanismes. Le premier est l'effet permanent qu'ont les maladies chroniques (telles l'asthme, le diabète, les problèmes cardio-vasculaires, l'épilepsie, etc.) décelées au fur et à mesure que l'enfant grandit. En effet, Case et *alii* (2002) proposent (sans le démontrer) que face à l'apparition de ces maladies (chocs à la santé), les familles disposant d'un revenu plus élevé sauront atténuer plus rapidement et efficacement l'effet négatif de ces chocs sur la santé future de l'enfant que les familles disposant d'un revenu moindre. Par exemple, lorsqu'un enfant est diagnostiqué asthmatique,



les médecins recommandent souvent de remplacer les tapis par des planchers plus facilement nettoyables ou d'améliorer le système d'aération du domicile; des investissements plus faciles à faire pour une famille aisée qu'une famille qui peine à boucler ses fins de mois.

Le deuxième mécanisme stipule que les enfants des familles plus pauvres seraient exposés à un plus grand nombre de ces chocs, soit à cause du quartier ou de l'environnement dans lequel ils grandissent, soit à cause des habitudes de vie ou des comportements plus à risque de leurs parents. De là vient l'intérêt d'effectuer certains contrôles pour des facteurs exogènes au revenu, telles l'exposition au tabagisme, les conditions de santé à la naissance, l'alimentation de l'enfant, la structure familiale, etc. En ce qui a trait à l'incidence du tabagisme sur la santé respiratoire des enfants, il faut faire attention à une certaine endogénéité. En effet la corrélation entre faible revenu et tabagisme est soulignée dans plusieurs articles. Le deuxième mécanisme est beaucoup plus difficile à cerner. En effet, il n'existe pas beaucoup de variables pouvant servir d'indicateur d'une exposition à un plus grand nombre de chocs à la santé. La fréquence des visites chez le médecin pourrait en être une, mais l'inégalité dans l'accès à ces services, du moins dans des pays où il n'existe pas de régime d'accès universel et gratuit, rend cette variable délicate à utiliser. C'est pourquoi les chercheurs préfèrent utiliser l'apparition de problèmes de santé chronique (asthme, diabète, problèmes cardiaques, etc.) comme indicateur de « chocs à la santé »

Case et *alii* (2002) rappellent que cette réponse (ou adaptation) différente face aux chocs de santé pourrait être à l'origine du gradient observé chez les adultes. et appuierait l'idée d'un "cercle vicieux" ou de la transmission intergénérationnelle de la pauvreté, c'est-à-dire comment un enfant qui naît dans un milieu défavorisé risque de se retrouver, une fois adulte, dans un ménage, malheureusement, aussi défavorisé que celui qui l'a vu naître.

### 1.6 Reprise des travaux de Case et *alii* (2002) au Canada

L'idée de chocs à la santé s'appuie sur le modèle de capital humain de Michael Grossman (2000) qui suppose que nous disposons tous à la naissance d'un certain "capital de santé"  $H_0$ , lequel se déprécie suivant nos abus, accidents et carences en exercices et vitamines. Elle est reprise par Janet Currie et Mark Stabile (2003). Cette étude reprend sensiblement la même méthodologie que celle de Case et *alii*, mais cette fois à partir d'une enquête menée au Canada en 1994, 1996 et 1998 sur les mêmes enfants, soit l'Enquête Longitudinale Nationale sur les Enfants et les Jeunes (l'ELNEJ). Leurs résultats, qui sont également rapportés au tableau 5, sont sensiblement les mêmes que ceux de Case et *alii*, c'est-à-dire qu'il existerait au Canada un gradient faible liant la santé des enfants au revenu de la famille de laquelle ils sont issus; un gradient qui devient plus fort au fur et à mesure que les enfants vieillissent (groupes de 9-12 ans et 13-15 ans). Les coefficients estimés par Currie et Stabile de l'effet du log du revenu familial sont de l'ordre de -0.15 pour les enfants âgés de 0 à 3 ans et augmentent graduellement pour atteindre -0.27 chez les groupes d'enfants âgés de 13 à 15 ans. Encore une fois, l'effet du revenu sur la santé des enfants est diminué lorsque les estimations tiennent compte de l'éducation des parents.

Ce résultat peut sembler surprenant compte tenu de l'existence au Canada du Régime d'accès universel aux soins de santé. En effet, Case et *alii* (2002), dans leur étude, soulignaient que c'était peut-être le manque de couverture médicale (assurance) ou une couverture médicale qui payait pour des services de moindre qualité chez les ménages américains pauvres qui expliquait l'écart par rapport aux ménages plus riches. Dans une des enquêtes à leur disposition, Case et *alii* (2002) pouvaient savoir si l'enfant était couvert par le Medicaid (l'assurance des plus démunis aux Etats-Unis) et s'il était atteint d'une condition médicale chronique

(asthme, surdité, problèmes de la vue, troubles digestifs, cardiovasculaires ou mentaux, etc.) En se concentrant seulement sur les enfants présentant une de ces conditions, ils trouvaient que ceux qui étaient couverts par le Medicaid avaient une santé moindre que ceux n'ayant aucune assurance du tout.

De plus, Currie et Stabile (2003) bâtissent une variable de contrôle dichotomique qui prend la valeur 1 selon que le revenu du ménage est sous le seuil de la pauvreté avant impôts ou s'il est au-dessus. Ils présentent ainsi des résultats qui donnent une bonne intuition des différences qu'on observe dans l'apparition de conditions de santé chroniques évoquées plus haut. Les enfants issus de ménages "pauvres" seraient exposés à un plus grand nombre de chocs à la santé, plus particulièrement des problèmes d'asthme, de bronchites et d'allergies, que les enfants issus de familles "riches". Ces résultats ainsi que l'augmentation dans l'ampleur du gradient observée chez les enfants plus vieux soutiennent l'idée voulant que les chocs à la santé sont plus fréquents chez les enfants issus de ménages pauvres.

### **1.7 Currie, Shields et Price (2004) en Angleterre**

Alison Currie, Michael Shields et Stephan Price (2004) reprennent la méthode proposée par Case et *alii* (2002), mais cette fois avec des enfants d'Angleterre. Au lieu de l'avis de médecins (en plus de celui des parents) sur la santé des enfants, leur banque de données comportait des résultats à des prises de sang effectuées par des infirmières (taux de fer dans le sang et d'hémoglobines) ainsi que de prises de tension artérielle (blood pressure measurement). Ils arrivent sensiblement aux mêmes conclusions que Case et *alii* (2002) en ce qui a trait à l'existence d'un gradient faible liant la santé des enfants au revenu familial, mais le leur n'augmente pas avec l'âge des enfants (contrairement à ce qu'on observe aux

Etats-Unis et au Canada). En effet, les résultats de Currie et *alii* présentés au tableau 5 font état de très faibles coefficients estimés de l'effet du log du revenu sur la santé des enfants, soit de -0.135 en moyenne et ce, pour tous les groupes d'âge considérés. Ils enrichissent la connaissance du sujet en regardant comment la consommation de fruits et légumes (habitudes alimentaires) par semaine se répercute favorablement sur la santé des enfants. Ils font de même avec le nombre de fois par semaine que la mère pratique une activité physique de plus de 15 minutes (incidence favorable sur la santé, bien entendu).

Les Anglais étaient surpris, un peu, de voir que malgré l'accessibilité au National Health System (NHS est l'équivalent de l'assurance-maladie que l'on connaît), le revenu familial avait quand même un effet protecteur sur la santé des enfants. Un autre point diffère de l'analyse faite aux Etats-Unis : les enfants anglais issus de familles pauvres ne courent pas plus de risques que ceux issus de familles riches d'être frappés par un choc à la santé, sauf pour ce qui est de l'asthme, des problèmes de peau, du système nerveux et des déficiences et handicaps intellectuels.

## CHAPITRE 2

### L'ENQUÊTE LONGITUDINALE SUR LE DÉVELOPPEMENT DES ENFANTS DU QUÉBEC (ELDEQ 1998)

Notre objectif est de mener une recherche semblable à l'analyse de Case et *alii* (2002), mais cette fois sur des enfants québécois nés en 1997 ou en 1998. Nous disposons pour ce faire d'une banque de données riche en informations de toutes sortes qui touchent de près ou de loin la santé des enfants. Y sont rapportées des informations liées aux conditions de naissance de l'enfant (poids à la naissance, durée de la grossesse, type d'accouchement, score aux différents tests médicaux effectués dans les premières heures de la vie du bébé, etc.), mais aussi des informations relatives au type d'emploi des parents, à leur dernier diplôme obtenu (scolarité), à la structure familiale, à leur consommation d'alcool, de drogues et de cigarettes avant, pendant et après la grossesse. La banque de données s'est enrichie au fil des ans et se sont greffées des questions relatives à l'apparition de problèmes de santé permanents, autant physiques qu'émotionnels et cognitifs, à la fréquence des visites chez le médecin, à la durée de la période d'allaitement et aux habitudes de vie de manière générale. Nous avons choisi de concentrer nos efforts sur les problèmes de santé physique et laissons à d'autres le soin d'examiner ce qui touche les problèmes psychologiques chez l'enfant.

L'enquête longitudinale sur le développement des enfants québécois devait s'étendre, au départ, sur les cinq premières années de la vie de l'enfant et ainsi se terminer en 2002. Devant l'intérêt soulevé par l'enquête et le désir de pousser plus

loin le suivi fait auprès des enfants, particulièrement en ce qui a trait à l'introduction du programme de garderies à 5 dollars mis sur pied en 1997 par le gouvernement québécois, le Ministère de la Santé et des Services Sociaux a décidé de poursuivre l'enquête jusqu'en 2011.

Le tableau 1 présente la distribution de l'état de santé auto rapporté pour les huit cycles disponibles au moment où ce travail a été entrepris. C'est cette variable qui constitue notre principale variable dépendante. Remarquons d'abord que des 2,120 ménages et autant d'enfants qui ont accepté de participer à l'enquête en 1998, il n'en reste que 1,527 en 2005. Il faut rappeler que l'enquête ne devait durer que 5 ans initialement et que les interviews et questionnaires à remplir nécessitent beaucoup de temps; ce qui explique en partie l'attrition observée à partir de la sixième année de l'enquête. Nous reviendrons plus loin sur cette attrition lorsque nous chercherons à déterminer de quelle manière elle peut affecter les résultats étonnamment obtenus à partir de la sixième année de l'enquête et particulièrement à la septième année où le nombre d'observations est le moins grand.

Cette variable est du même type que celle utilisée par les autres recherches mentionnées plus tôt et capte la perception qu'ont les parents à l'égard de la santé de leurs enfants, à savoir s'ils la jugent excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise. Notons, au passage, que la personne qui remplit le questionnaire, c'est-à-dire la personne qui connaît le mieux l'enfant (la PCM), est dans 98% des cas la mère; il est donc juste de dire que c'est la perception qu'a la mère de la santé de son enfant.

Comme le nombre d'enfants présentant une santé jugée mauvaise est insuffisant pour mener des régressions avec des résultats significatifs, nous avons décidé de regrouper les ménages concernés et avons bâti une deuxième variable pour laquelle la santé de l'enfant peut prendre quatre valeurs : 1=excellente, 2=très

bonne, 3=bonne et 4=passable ou mauvaise. La nouvelle classification nous donne, pour chaque année, un groupe représentant en moyenne 1 % de l'échantillon qui est caractérisé par une santé moins que bonne, ce qui, tout en étant faible, est suffisant en termes de variabilité pour mener des régressions significatives au plan statistique. Si le nombre d'enfants présentant une santé jugée passable ou mauvaise est faible, le nombre d'enfants dont la santé est jugée excellente ou très bien est, quant à lui, des plus encourageant. En effet, peu importe l'année considérée, nous remarquons que ceux-ci constituent plus ou moins 90% de notre échantillon. Les résultats pondérés, qui ne sont pas présentés, donnent le même résultat, ce qui nous permet d'inférer que la population d'enfants québécois nés en 1998 est généralement en très bonne santé et qu'elle le demeure dans les sept premières années de leur vie. Leur développement se fait donc dans un milieu familial propice à leur épanouissement et à leur croissance.

## **2.1 Santé des enfants et Scolarité de la mère**

Comme nous l'avons rapporté plus tôt, les recherches précédentes ont démontré que le nombre d'années passées sur les bancs d'école par la mère affecte positivement la santé des enfants de celle-ci. En effet, la scolarité de la mère capte de nombreux signaux susceptibles d'être favorables à l'enfant : des connaissances générales plus élargies, un plus grand sens des responsabilités ou une discipline de travail et de vie plus élevée, une fierté personnelle ou un sentiment de réussite plus grand, etc. C'est pourquoi il est intéressant de contrôler pour cette variable lorsque vient le temps de faire des régressions liant la santé de l'enfant au revenu du ménage. Le tableau 2 présente la distribution des états de santé – à 17, 50 et 86 mois - selon le dernier diplôme obtenu par la mère.

Notons tout d'abord que tous les différents niveaux de scolarité sont plutôt bien représentés dans notre échantillon et que de manière générale, les mères ayant participé à l'ELDEQ sont relativement bien scolarisées. En effet, si on prend l'année où l'enfant suivi est né (pas nécessairement le premier enfant du ménage), 18,2% des mères n'avaient pas obtenu leur diplôme d'études secondaires lorsque le bébé est né et 26,2% n'avaient qu'un diplôme d'études secondaires en poche. Par contre, 28,9% d'entre elles étaient détentrices d'un diplôme d'études post-secondaires mais non universitaire et 26,7% d'entre elles étaient diplômées au niveau universitaire.

Le revenu moyen du ménage pour l'ensemble des huit années de l'étude, c'est-à-dire le revenu permanent en \$ constants de 1998, est de 31 354\$ par année pour le premier groupe, de 44 648\$ pour le deuxième groupe, de 54 112 \$ pour le troisième groupe et finalement de 84 364\$ pour les ménages dont la mère détient un diplôme universitaire. L'écart de plus de 30 000\$ entre les deux derniers groupes est énorme, mais il faut se rappeler que le revenu étudié est celui de l'ensemble du ménage et inclut donc celui du père de l'enfant ou du conjoint de la mère. Le lien connu entre scolarité et revenu est indubitablement observé dans notre échantillon et nous avertit d'une possible endogénéité entre la santé des enfants et les variables de revenu et scolarité de la mère.

Pour ce qui est de quelques statistiques descriptives liées à la scolarité de la mère et la santé de l'enfant, notons que les mères détentrices d'un diplôme universitaires sont 2,4 fois moins nombreuses que les mères n'ayant pas terminé leur secondaire à déclarer la santé de leur enfant comme étant moins que très bonne (5,9% contre 13,9% à 50 mois). De plus, elles sont 1,4 fois moins nombreuses que les mères détentrices d'un diplôme de niveau collégial à déclarer la santé de leur enfant comme étant moins que très bonne (5,9% contre 8,3% toujours à 5 ans). Une simple lecture du tableau 2 nous donne déjà un aperçu de l'effet de la scolarité de la



mère sur la santé de l'enfant, particulièrement en ce qui a trait aux pourcentages d'enfants présentant un indice de santé excellent vs passable ou mauvaise chez les mères qui ne détiennent pas leur diplôme d'études secondaires et celles qui ont fréquenté l'université.

## 2.2 Santé des enfants et structure familiale

Le tableau 3 présente la distribution des états de santé – à 17, 50 et 86 mois – selon la structure familiale du ménage. L'analyse des statistiques se rapportant à celle-ci nous apprend qu'en moyenne 75,3% des enfants suivis vivent dans une famille intacte pour l'ensemble des cycles, alors que 12,3 % d'entre eux vivent avec un seul parent (dans 94,9% de ces cas une mère monoparentale) et qu'un autre 12,3% grandit au sein d'une famille recomposée. Nous observons également un mouvement non négligeable à travers le temps dans la structure des ménages. En effet, le groupe des familles intactes (79,2% au cycle 2 vs 68,8% au cycle 8) tend à perdre de son importance au profit des familles à structure recomposée (11,3% vs 15,0%) et, malheureusement, monoparentale (bond de 9,5% à 16,2%). La moyenne des revenus annuels pour l'ensemble des huit années de l'étude, c'est-à-dire le revenu permanent moyen en \$ constants de 1998, est de 62 075 \$ pour les familles intactes, de 50 926\$ pour les familles recomposées et de 32 377\$ pour les familles monoparentales.

Une lecture du tableau 3 nous apprend également que l'enfant a 2,1 fois plus de chances d'être en santé jugée moins que très bonne s'il se trouve dans une famille monoparentale que s'il se trouvait dans une famille intacte (14,8% contre 7,1% à l'âge de cinq ans). De la même manière, l'enfant a 1,6 fois plus de chances d'être en santé moins que très bonne s'il se trouve dans une famille monoparentale que s'il se trouvait dans une famille recomposée (14,8% contre 9,3% à l'âge de 5

ans). En fait, peu importe l'âge des enfants, le pourcentage de ceux-ci caractérisés par une santé plus faible est toujours plus élevé dans les ménages dirigés par un parent seul.

### **2.3 Quelques statistiques liées au revenu**

Le tableau 4 présente la distribution des états de santé des enfants – toujours à 17, 50 et 86 mois – selon la classe du revenu familial avant impôts. Soulignons d'abord que plusieurs familles hésitent à déclarer ou ont tout simplement refusé de déclarer leur revenu exact. Afin de palier à ce problème présent surtout dans les 3 premiers cycles et puisqu'une autre question, pour laquelle il manquait très peu d'observations, rapportait dans quelle tranche de revenus (par tranche de 10 000\$) se situait le ménage, nous avons procédé à une imputation du revenu pour certaines familles. Nous avons ensuite classé les ménages en 4 classes de revenu: le premier est ceux des ménages gagnant moins de 30 000\$, le deuxième entre 30 000\$ et 50 000\$, le troisième entre 50 000\$ et 70 000\$ et le dernier plus de 70 000\$. Tous les montants tiennent compte de l'inflation et sont en dollars constants de 1998.

Remarquons tout d'abord comment la taille des groupes change suivant l'âge des enfants. En effet, les deux groupes les plus pauvres forment plus de 56% des ménages lorsque l'enfant n'a que deux ans. Un nombre qui diminue progressivement avec le temps : 45,0% à 5 ans, puis 39,7% lorsque l'enfant a 86 mois (un peu plus de 7 ans). Ce n'est pas l'effet de l'inflation qui induit ce mouvement d'un groupe à l'autre puisque les revenus sont ramenés en \$ constants de 1998. Nous y voyons clairement l'impact du retrait du marché du travail (ou des congés de maternité) de la mère lorsque l'enfant est en bas âge. Les familles se retrouvent souvent avec un seul revenu, celui du père, qui est complété par les programmes gouvernementaux qui sont maintenant plus généreux depuis 2005,

mais qui ne l'étaient pas autant au moment de l'enquête. Le balancier s'inverse donc au fur et à mesure que les mères réintègrent le marché du travail. En effet, 55,0% des familles se situent dans les deux groupes les plus aisés lorsque l'enfant a 5 ans; un chiffre qui grimpe à 60,3% lorsque l'enfant atteint l'âge de 86 mois.

Une lecture plus poussée du tableau 4 nous apprend que le nombre d'enfants (en pourcentage) dont la santé est jugée moins que très bonne – indice supérieur ou égal à 3 – est toujours plus grand dans le groupe à revenu plus précaire que dans les autres groupes. Ce nombre diminue toujours, et progressivement, lorsqu'on se déplace vers les classes de revenu plus élevé, ce qui laisse présager de la possible présence d'un gradient faible liant le revenu à la santé des enfants.

Le tableau 6 présente, entre autres, les moyennes de revenu familial en dollars constants de 1998. Soulignons la croissance forte de celui-ci entre la deuxième et la quatrième année – 8% au cycle 3 et 6% au cycle 4 – alors que les mères réintègrent le marché du travail. Ce taux redescend à un peu moins de 2,5% pour les quatre dernières années de l'enquête. Ce même tableau présente, pour chaque année de l'enquête, les statistiques générales et non pondérées liées aux différentes caractéristiques des enfants et des mères ayant participé à l'ELDEQ.

## **CHAPITRE 3**

### **RÉSULTATS**

#### **3.1 Modélisation par Probit ordonné**

Le type de modèle de régression approprié pour expliquer les variations d'une variable dépendante ordonnée, comme celle que nous avons générée concernant la santé de l'enfant, est un probit ordonné. C'est l'approche utilisée par les chercheurs mentionnés plus haut et c'est celle que nous avons choisie. La seule faiblesse notable de ce type de modèle est que les coefficients obtenus dans l'estimation ne peuvent être interprétés facilement lorsqu'ils sont pris individuellement. Cela vient de l'hypothèse, prise en compte par ces modèles, qui présume de l'égalité des intervalles dans la distribution de la variable dépendante. Par exemple, le fait de passer de 1 à 2 (d'une santé excellente à une santé très bien) représente le même écart que le fait de passer de 3 à 4 (d'une santé bonne à une santé passable ou mauvaise). Ils sont utiles par contre lorsque l'objectif est de comparer la grandeur de l'effet de différentes variables indépendantes sur la variable dépendante. Les régressions sont effectuées pour chacune des années de l'enquête afin de voir si la taille de l'effet du revenu (ou autre variable choisie) reste constante d'une année à l'autre.

Tout d'abord, rappelons que notre variable dépendante est une variable qui croît inversement avec l'état de santé de l'enfant (1=santé excellente,...,4=santé

passable ou mauvaise). Un coefficient négatif devant une variable explicative implique donc que cette variable affecte positivement la santé de l'enfant lorsqu'elle prend la « valeur 1 » (dans le cas d'une variable dichotomique) ou lorsqu'elle augmente (dans le cas d'une variable continue). L'équation (1) présente le modèle de base que nous cherchons à estimer :

$$(1) \quad \text{santé}_{it} = \alpha + \beta_1 (\ln\text{-revenu})_{it} + \beta_2 (\text{sexe bébé})_i + \beta_3 (\text{âge en mois})_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it}$$

où la variable santé de l'enfant  $i$  au temps  $t$  est fonction du logarithme du revenu familial, du sexe de l'enfant, de son âge en mois et d'un ensemble de variables  $X$  représentant les différentes spécifications ajoutées au modèle de base. Parmi celles-ci, on retrouve l'âge de la mère ainsi que son plus haut niveau de scolarité atteint, son statut d'immigration (mesuré par la variable « Mère née au Canada ou non »), son état de santé, etc. Rappelons que tous les modèles estimés sont pondérés avec la pondération propre à chaque année produite et fournie par les statisticiens de l'Institut de la Statistique du Québec qui travaillent sur l'ELDEQ. Les résultats obtenus ne sont pas sensibles à l'utilisation de la pondération, c'est-à-dire qu'ils restent sensiblement les mêmes selon que nous appliquions ou non la pondération. Les résultats, ainsi que les statistiques descriptives non pondérées qui ont été présentées plus tôt, peuvent donc être inférés à l'ensemble de la population des enfants québécois nés en 1998.

### 3.2 Première Spécification du Modèle

Les résultats de l'estimation de ce modèle de base sont présentés dans le tableau 7 sous « Variables de Contrôle 1 ». Chaque partie du tableau 7 comporte en fait 2 spécifications légèrement différentes qui correspondent à deux mesures du revenu. Le revenu du ménage est présenté après une transformation logarithmique,

ainsi que sous forme de tranches de revenu de 10 000\$ avec comme niveau de référence la tranche inférieure à 20 000\$. L'intérêt de mener ce deuxième traitement de la variable revenu vient de la volonté de regarder l'effet marginal d'une augmentation de 10 000\$ du revenu sur la santé de l'enfant en s'intéressant surtout à la grandeur du coefficient obtenu d'une tranche à l'autre et bien sûr à son signe. Notons que les tranches de revenu sont bâties à partir du revenu en dollars courants et que, mis à part le revenu, les seules variables explicatives retenues sont le sexe de l'enfant ainsi que son âge en mois. Les coefficients estimés à l'aide de cette spécification de revenu sont, particulièrement dans les cinq premières années, très peu significatifs au plan statistique. Ils deviennent plus intéressants et significatifs à partir de la sixième année.

L'effet marginal est plutôt faiblement négatif dans les tranches de revenu proche du niveau de référence, mais est beaucoup plus fortement négatif dans les tranches de revenu plus élevées, soit à partir d'environ 60 000 à 70 000\$ ou 70 000 à 80 000\$ dépendant des années. Le fait d'appartenir à ces classes de revenu augmente donc légèrement la probabilité pour l'enfant d'être en meilleure santé. Nous remarquons également que les coefficients associés à la classe de revenu la plus élevée, c'est-à-dire les familles dont le revenu est supérieur à 100 000\$, présentent pour toutes les années de l'enquête de relativement faibles écarts-type robustes par rapport à la grandeur du coefficient, ce qui leur permet d'admettre un niveau de significativité très élevé de l'ordre de 99%.

L'estimation à partir du logarithme du revenu (en dollars constants de 1998) est plus utile pour comparer les résultats d'une année à l'autre puisqu'il n'y a qu'un seul coefficient à regarder et celui-ci admet un seuil de significativité de 1% pour chaque année de l'enquête. Il est plutôt stable et faible dans les cinq premières années et fluctue autour de -0,18, ce qui témoigne d'un gradient plutôt faible jusqu'à l'âge de 50 mois. Par contre, nous remarquons qu'il se produit un saut tout

de même notable lorsque arrive la sixième enquête. En effet, le coefficient estimant l'effet du log du revenu est presque 2 fois plus fort dans les cycles 6, 7 et 8 avec des valeurs d'environ -0.31. Qu'est-ce qui explique ce bond non négligeable dans l'effet du revenu sur la santé de l'enfant? Nous avons étudié 3 scénarios ou explications possibles sur lesquelles nous reviendrons dans la discussion. Regardons d'abord comment se comporte le gradient lorsqu'il est soumis à des contrôles sur d'autres variables susceptibles d'affecter la santé de l'enfant.

### **3.3 Deuxième Spécification du modèle : influence de la mère**

Le tableau 7 présente, sous la Partie II, Variables de Contrôle 2, les résultats d'estimation du même modèle de base auquel nous avons ajouté des variables liées au nombre de frères et sœurs de l'enfant (fratrie), au lieu de naissance de la mère (mère immigrante=1 si la mère n'est pas née au Canada), ainsi qu'à la scolarité et l'âge de celle-ci. Précisons d'abord que les coefficients estimés et présentés pour toutes les variables de contrôle, autres que le revenu, sont toujours ceux du modèle dans lequel le revenu subit une transformation logarithmique.

Une lecture des résultats du tableau 7 nous apprend d'abord que la présence d'un frère ou d'une sœur supplémentaire semble affecter de manière légèrement défavorable la santé de l'enfant dans les 3 premières années de sa vie, mais que cet effet perd en significativité et alterne de signe (tantôt favorable, tantôt défavorable à la santé de l'enfant) dans les années suivantes.

L'effet du statut d'immigration de la mère suggère une légère détérioration de l'état de santé lorsque la mère n'est pas née au Canada, mais le peu de significativité obtenu dans l'estimation de cet effet est loin d'être convaincant. L'âge de la mère ne réussit en aucun temps à influencer significativement la santé

de l'enfant et, surtout, à prendre une direction spécifique nous permettant d'affirmer clairement que l'âge la mère a un effet positif ou négatif sur la santé de l'enfant; c'est pourquoi les effets de cette variable ne figurent pas au tableau 7.

Les coefficients des variables liées aux différents niveaux de scolarité pointent tous dans la même direction, c'est-à-dire que par rapport à un enfant né d'une mère n'ayant pas complété ses études secondaires, un enfant né d'une mère ayant obtenu n'importe quel diplôme voit augmenter ses chances d'être en meilleure santé et ce, de façon encore plus forte lorsque la mère détient un diplôme universitaire. Les écarts-type de ces coefficients sont toutefois trop élevés pour que la significativité de ceux-ci soit indubitable à chaque moment et pour chaque état, mais la direction, quant à elle, est plutôt claire.

L'aspect non négligeable de cette spécification est qu'elle permet de faire sortir clairement la corrélation existante entre la scolarité et le revenu. En effet, l'ajout de variables liées à la scolarité vient atténuer l'effet du revenu sur la santé pour toutes les années de l'enquête; comme si le revenu captait un effet de la scolarité sur la santé. Ce schéma n'est pas nouveau et les résultats des recherches semblables présentés au tableau 5 vont dans le même sens : l'ajout de la scolarité du (ou des) parents vient atténuer l'effet du revenu sur la santé, les deux étant corrélés. Nous obtenons encore une fois le même bond dans la grandeur du coefficient devant l'effet du log du revenu et celui-ci semble être encore plus prononcé qu'au modèle précédent passant de -0,14 environ dans les cinq premières années à -0,27 pour les trois dernières années du cycle. Nous y reviendrons dans la section discussion.



### 3.4 Troisième Spécification : santé de la mère et santé de l'enfant à la naissance

Les résultats de la troisième spécification du modèle sont présentés dans le tableau 7 sous la partie III. Celle-ci estime l'allure du gradient lorsque des variables rapportant la santé de la mère (1 si la santé de la mère est excellente ou très bien vs 0 si santé bien, passable ou mauvaise) et d'autres liées aux conditions de santé de l'enfant à la naissance sont incorporées à celles déjà retenues au modèle 2. Soulignons d'abord l'effet important, tant par sa grandeur que par son niveau de confiance statistique, de la santé de la mère sur la santé de son enfant. La variable rapportant si l'enfant a été allaité plus de 6 mois ne connaît malheureusement pas autant de succès et se perd à travers le temps : tantôt légèrement favorable et significative, tantôt défavorable et non-significative.

Le score composite de risque néo-natal (SCRN) est un indice fort intéressant bâti par une chercheuse en pédiatrie de l'Université de Montréal, Mme Louise Séguin, qui a travaillé, elle aussi, avec l'ELDEQ de 1998. Il est établi de manière à donner un ou deux points supplémentaires pour chaque type de problème possiblement présenté par l'enfant à la naissance. Par exemple, une naissance prématurée (moins de 35 semaines) ajoute 2 points au SCRN, des problèmes respiratoires ou du système nerveux central ajoutent chacun 2 points au SCRN, tandis qu'un problème du système digestif du nouveau-né ne rajoute qu'un point au SCRN. Cet indice a pu être calculé pour la plupart des enfants de l'ELDEQ à l'exception de 213 pour lesquels une ou plusieurs mesures parmi les 26 utilisées étaient manquantes. Pour les 2010 autres, la moitié d'entre eux ont un SCRN de zéro et la valeur maximale observée est de 9.

D'après Mme Séguin et son équipe, un score supérieur ou égal à trois est associé à un plus grand risque pour ce qui est d'avoir des problèmes de santé dans

les 5 premiers mois de la vie de l'enfant. C'est un peu ce que nous avons observé dans notre troisième spécification de modèle, c'est-à-dire que le « SCRN 3 et + » semble avoir un effet statistiquement notable dans la première année, un effet qui disparaît dans les années suivantes, mais qui revient étrangement significatif à la cinquième, septième et huitième enquête. Cela pourrait suggérer que les conditions de santé de l'enfant à la naissance jouent un rôle significatif à long terme dans le développement de celui-ci, le rendant plus fragile ou vulnérable face à la maladie.

Les résultats pour le revenu et les caractéristiques de la mère présentés dans le tableau 7 sont ceux obtenus avec le SCRN comme indicateur des conditions de santé à la naissance. Les résultats d'estimation de l'effet du revenu avec les deux autres variables, c'est-à-dire le fait d'être né avec un poids inférieur à 2.5Kg et une durée de grossesse inférieure à 37 semaines, ne sont pas présentés complètement. Les coefficients présentés le sont à titres indicatifs seulement et sont le résultat d'estimation indépendantes où la variable « SCRN 3 et + » est remplacée par celles-ci. Ces deux dernières mesures étant déjà incluses dans le calcul du SCRN, il nous semble plus judicieux d'utiliser le SCRN comme mesure des conditions de santé à la naissance dans les estimations futures.

L'ajout des variables liées à la santé de la mère et aux conditions de santé à la naissance semble atténuer passablement l'effet du revenu sur la santé, particulièrement à la première et aux quatre dernières années de l'enquête. Néanmoins, nous observons toujours ce bond dans le coefficient du gradient à partir du cycle 6, ce qui suggérerait une augmentation du gradient avec l'âge. En effet, le coefficient estimé fluctue légèrement autour de -0,10 dans les cinq premières années de l'enquête en atteignant un premier sommet de -0,14 à 3 ans et double environ à -0,22 pour les trois dernières années de l'enquête.

La spécification dans laquelle le revenu est mesuré par les classes de revenu produit sensiblement les mêmes résultats que lorsque le revenu subit une transformation logarithmique. Même si la plupart des coefficients estimés sont peu significatifs, ceux-ci voient leur impact grandement diminué par l'ajout des variables liées à la santé de la mère ainsi qu'aux conditions de santé à la naissance. Cette diminution est bien visible dans les classes de revenu supérieures à 60 000\$ et c'est encore une fois dans ces classes de revenu que l'impact de celui-ci sur l'indice de santé est le plus notable et fort. Les trois derniers cycles présentent les coefficients estimés qui ont les écart-types robustes les plus faibles, ce qui leur permet de gagner en significativité.

### 3.5 Modèles à effets fixes et aléatoires

L'ELDEQ étant une enquête longitudinale s'échelonnant sur 8 ans, il aurait été malheureux de passer à côté de l'opportunité de mettre en pratique les méthodes Panel apprises. Le tableau 8 présente les résultats d'estimations de modèles à effets aléatoires et de modèles à effets fixes. Précisons d'abord que la nature ordonnée de notre variable dépendante (1=Excellente,...,5=mauvaise) nous contraint à la redéfinir. En effet, comme il n'existe pas d'algorithme permettant d'estimer une variable ordonnée sous données de panel dans le logiciel Stata 9, qui est celui avec lequel nous travaillons, la santé de l'enfant prendra la valeur 1 si sa santé est jugée « moins que très bien » et 0 si celle-ci est jugée excellente ou très bien. Une variable dont le coefficient estimé est négatif améliore donc la santé de l'enfant, alors que s'il est positif, il détériore la santé de l'enfant. Toutes les estimations sont menées en appliquant la pondération longitudinale de la huitième année afin de corriger pour l'attrition, ce qui a pour effet de réduire la taille de notre échantillon.

L'équation (2) représente l'équation du modèle que nous cherchons à estimer.

$$(2) \text{ santé}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 (\ln\text{-revenu})_{it} + \beta_2 X_{it} + c_i + \varepsilon_{it}$$

Dans le cas du modèle à effet aléatoire (EA), l'ensemble des variables  $X_{it}$  peut inclure, en plus des variables de contrôle spécifiées, des variables qui ne varient pas dans le temps, comme le sexe de l'enfant ou la scolarité de la mère (même si celle-ci change en fait pour certains enfants). Par contre, le modèle à effets fixes (EF) nécessite de la variabilité dans les variables explicatives et dans la variable dépendante, ce qui implique que les enfants dont la santé ne varie pas, par exemple est toujours égale à 1 pour les 8 cycles, ne sont pas pris en considération par le modèle à EF. C'est pourquoi le nombre d'observations obtenu dans l'estimation du modèle à EF est de loin inférieur à celui obtenu dans le modèle à EA. Notons que le modèle comporte deux termes d'erreur :  $\varepsilon_{it}$  est le terme d'erreur transitoire de l'individu  $i$  au temps  $t$ , alors que  $c_i$  (qui n'est pas indicé  $t$ ) représente l'hétérogénéité non observée ou l'effet fixe. Dans notre cas, l'effet fixe pourrait représenter tout ce qui est non observable dans nos modèles, comme la qualité de l'environnement dans lequel l'enfant grandit ou la qualité des soins et même l'affection ou l'amour que lui portent ses parents. Le modèle à EA fait l'hypothèse que  $E(c_i | X_{it}) = 0$ , donc qu'il n'y a pas de corrélation entre  $c_i$  et  $X_{it}$ .

Évidemment, les tests de Hausman effectués pour chaque spécification de modèle à EA et à EF ne permettent pas de rejeter le modèle à EF. En effet, il semble indubitable qu'il existe une qualité d'environnement non captée par nos modèles qui affecte la santé des enfants. Les deux modèles vont sensiblement dans la même direction sauf en ce qui a trait à la robustesse du coefficient estimant l'effet du log du revenu. En effet, nos résultats avec le modèle à EA démontrent des coefficients fortement significatifs selon lesquels le log du revenu améliorerait modérément la

probabilité d'avoir une santé jugée excellente ou très bien, alors que les variations dans le log du revenu semblent améliorer aussi, mais avec moins de robustesse, cette même probabilité dans le modèle à effet fixe. L'ajout de variables explicatives vient atténuer l'effet du revenu dans le modèle à EA, particulièrement la santé de la mère, l'asthme et les problèmes de santé chronique et les coefficients estimés sont très forts et significatifs.

D'un autre côté, les 3 spécifications de modèle à EF présentent des coefficients liés au revenu moins significatifs qui sont également affectés par l'ajout de variables explicatives. Le coefficient estimé de l'effet du revenu augmente de -0.24 à -0.26 lorsque nous incluons la santé de la mère ainsi que sa participation au marché au travail, mais il diminue ensuite à -0.22 lorsque nous rajoutons des variables liées aux problèmes de santé de l'enfant. Encore une fois, les coefficients estimés pour les mêmes trois variables explicatives énoncées précédemment (santé de la mère, asthme et problèmes de santé chronique) sont grands et robustes et suggèrent qu'un changement dans ces statuts affecte grandement, de manière contemporaine, l'état de santé de l'enfant. Rappelons que l'ajout de variables explicatives affecte le nombre d'observations prises en compte par le modèle. En effet, comme les questions portant sur les problèmes de santé chronique n'étaient pas posées aux troisième, cinquième et huitième cycles, le modèle ne tient pas compte des observations pour ces 3 cycles, ce qui fait diminuer le nombre d'observations.

## CHAPITRE 4

### DISCUSSION DU GRADIENT ET RÉSULTATS SUPPLÉMENTAIRES

#### 4.1 Un premier bilan des résultats

L'augmentation du gradient avec l'âge de l'enfant n'est pas un phénomène nouveau. En regardant les résultats de Case et *alii* (USA 2002) ainsi que ceux de Currie et Stabile (Canada 2003) qui sont présentés au tableau 5, nous pouvons aisément remarquer que le gradient augmente de manière constante au fur et à mesure que l'âge du groupe d'enfants considéré augmente. La grandeur du gradient reste faible, certes, mais cet effet du revenu gagne en force avec l'âge. Rappelons que ces résultats diffèrent de ceux de Currie et *alii* (Angleterre 2004), qui eux ne voyaient pas leur gradient augmenter pour les groupes d'enfants d'Angleterre plus vieux. Que se passe-t-il donc en Amérique qui pourrait expliquer cette évolution dans l'effet protecteur du revenu sur la santé des enfants? Avant de chercher à valider les mécanismes ou explications proposés par les chercheurs américains et canadiens, regardons s'il n'y a pas de biais lié à notre échantillon qui pourrait venir fausser nos résultats et nous induire en erreur.

## 4.2 Effet de l'arrivée sur les bancs d'école

Avant de regarder l'effet de l'attrition sur notre échantillon, il apparaît important de faire le point sur la situation scolaire des enfants. Il se pourrait en effet que l'augmentation du gradient soit liée à l'arrivée des enfants sur les bancs d'école qui provoquerait une exposition plus grande aux différentes maladies portées ou vécues par ceux-ci. Il faut garder en tête qu'ils finiront tous, tôt ou tard, par côtoyer d'autres enfants et mettre à l'épreuve leur système immunitaire, mais il existe peut-être une zone grise dans laquelle certains chocs arrivent plus tôt chez les uns que chez les autres.

Le tableau 6 présente la principale « occupation » des enfants de l'ELDEQ, à savoir si ceux-ci fréquentent régulièrement la garderie (en milieu familial, en milieu de travail, garderie à 5\$ subventionnée et jardin d'enfants), s'il fréquente la maternelle ou la prématernelle, l'école primaire et si la famille a recours régulièrement ou occasionnellement à des services de garde. Nous avons préféré éviter d'utiliser ces variables dans nos modèles à cause de l'endogénéité, mais il est quand même intéressant de voir où se situe l'arrivée sur les bancs d'école et quelle utilisation les parents font des services de garde mis à leur disposition.

L'utilisation des services de garderie (en milieu familial, en milieu de travail, garderie à 5\$ subventionnée et jardin d'enfants) gagne donc en popularité jusqu'à la 5<sup>ème</sup> enquête. Les enfants sont ensuite divisés entre celles-ci et la prématernelle à la 6<sup>ème</sup> enquête. Ce n'est qu'à la 7<sup>ème</sup> enquête, alors qu'ils sont âgés en moyenne d'un peu plus de 6 ans, que la quasi-totalité des enfants de l'ELDEQ se trouvent au même endroit, soit la maternelle. C'est le début d'une cohorte. En effet, 97% d'entre eux se trouvent en 1<sup>ère</sup> année du primaire au cycle 8. Pour ce qui est du recours régulier ou occasionnel à des services de garde au domicile familial, nous pouvons voir que près de 60% des parents de l'ELDEQ ont recours à ces services à

partir du 2<sup>ème</sup> cycle et que c'est alors que les enfants sont âgés en moyenne de 62 mois que les familles ont le plus recours aux services d'une gardienne, soit 80.7%.

### 4.3 Caractéristiques de l'attrition dans l'ELDEQ

Se pourrait-il que l'attrition qui frappe l'ELDEQ à partir de la sixième année soit responsable de l'augmentation du gradient que nous observons dans les dernières années de l'enquête? La question mérite d'être soulevée car, en effet, la taille de notre échantillon diminue de près du quart entre la première (+/- 2,000 enfants) et la huitième année (+/- 1,500 enfants). Rappelons d'abord que tous les résultats que nous présentons sont obtenus en appliquant la pondération appropriée pour chaque année de l'enquête. Cette pondération est établie par les statisticiens de l'Institut de la Statistique du Québec et est sensée corriger l'effet de l'attrition afin de rendre l'échantillon toujours inférable à la population des enfants québécois nés en 1998.

Cela étant dit, nous avons quand même voulu savoir comment le gradient se comportait lorsque les enfants restaient les mêmes, c'est-à-dire sans attrition. Le tableau 10 présente les résultats pondérés d'estimations menées sur les 1335 enfants qui étaient présents aux huit cycles de l'enquête. Le premier modèle ne comporte presque pas de variables de contrôle et le deuxième inclut les variables les plus pertinentes que nous avons soulevées. La similitude observée, en ce qui a trait à l'augmentation du gradient santé/revenu avec l'âge, entre les résultats précédents et ceux-ci, où seuls sont pris en considération les enfants présents aux huit cycles, nous permet de rejeter l'idée selon laquelle l'attrition qui frappe l'ELDEQ serait responsable de l'augmentation du gradient que nous observons.

Nous avons également examiné quelles sont les caractéristiques des enfants qui disparaissent à partir de la sixième enquête afin de voir si cela pouvait induire un



biais dans la qualité de notre échantillon. Le tableau 9 présente les caractéristiques à l'âge de 50 mois de 461 enfants – et de leurs parents – qui étaient présents au cycle 5 et qui avaient quitté l'ELDEQ au cycle 7. Y sont également présentées les caractéristiques des 1,483 enfants présents aux cycles 5 et 7 à titre de comparaison. Nous n'observons pas de différence notable entre les caractéristiques des ménages qui quittent et celles de ceux qui restent, sinon que plus d'enfants qui quittent ont une santé excellente, ont une mère dont la scolarité est un peu moindre (un peu plus n'ont pas terminé leur secondaire ou n'ont que le diplôme secondaire). Nous remarquons également qu'il y a un peu plus (environ 6,1%) de mères nées à l'extérieur du Canada qui quittent l'enquête. Il n'y a rien qui laisse croire que ces facteurs seraient susceptibles d'affecter notre gradient, sauf peut-être pour ce qui est du plus grand nombre d'enfants qui quittent dont la santé est jugée excellente.

#### **4.4 Effet des chocs à la santé : premier mécanisme**

Case et *alii* (USA 2002) ainsi que Currie et Stabile (Canada 2003) ont avancé comme explication de l'augmentation du gradient avec l'âge des enfants deux mécanismes liés à l'apparition de chocs à la santé. Le premier stipule que la fréquence des chocs à la santé serait plus grande chez les enfants issus de familles pauvres et que ces chocs causeraient une détérioration significative de l'état de santé auto-rapporté par la mère. Pour ce qui est de l'effet de ces conditions chroniques sur l'état de santé, l'effet est indubitable chez les enfants québécois.

Afin d'incorporer dans nos modèles l'effet des problèmes de santé chronique sur la santé des enfants, nous avons dû construire une variable dichotomique prenant la valeur 1 selon que l'enfant est atteint par un problème de santé particulier et 0 s'il ne l'est pas. Le tableau 11 présente la fréquence de chocs à la santé en montrant le détail des types de maladies incluses dans notre variable

« problèmes de santé chronique », ainsi que leur prévalence dans le temps pour les enfants dont le revenu familial moyen pour toutes les années de l'enquête (ou revenu permanent) est inférieur à 50 000\$ et ceux pour qui il est supérieur à 50 000\$. Le revenu familial permanent est obtenu en faisant la somme des revenus annuels de la famille et en divisant cette somme par le nombre d'années où l'enfant participe à l'enquête.

Il est important, avant de poursuivre, de faire le point sur l'augmentation étonnante du pourcentage d'enfants atteint d'un problème de santé chronique à la 7<sup>ème</sup> année. En effet, celui-ci bondit de plus de 4 % par rapport à l'enquête précédente et peut sembler surévalué. Après vérification, il semble que ce soit la façon de comptabiliser les problèmes d'allergies (alimentaires, respiratoires ou autres) qui soit responsable de cet écart. En effet, ce n'est qu'à partir du 6<sup>ème</sup> cycle qu'une distinction est faite pour les différents types d'allergies et les autres problèmes de santé chronique sont plutôt stables entre la 6<sup>ème</sup> et la 7<sup>ème</sup> enquête.

Un autre résultat, qui peut sembler aberrant, est la baisse prononcée de près de 4% du nombre d'enfants souffrant d'asthme au cycle 5. Il apparaît important de souligner que nous avons utilisé la question se rapportant à la présence ou non, chez l'enfant, d'une crise d'asthme au cours des 12 derniers mois et que comme le temps écoulé entre les enquêtes du cycles 4 et 5 est plus court que tous les autres, c'est-à-dire de 9 mois plutôt que 12, il est fort probable que cela vienne sous-évaluer la présence d'asthme au cycle 5.

Nous remarquons, à la lecture du tableau 11, que le pourcentage d'enfants atteints de problèmes de santé, autant asthme que problèmes de santé chronique, est toujours supérieur chez les enfants avec un revenu familial moindre. L'écart favorisant les familles riches varie entre 1 % et 3 % dépendant des années et est en moyenne de 2% lorsqu'on regarde l'ensemble des années de l'enquête. L'écart peut

sembler faible, mais il favorise toujours les enfants issus de familles riches et comme les pourcentages d'enfants atteints sont quand même petits, une différence de 2% sur un taux de 6% représente quand même une variation du tiers de la probabilité de faire face à la maladie selon qu'on est issu d'un ménage pauvre ou riche.

Le tableau 12 présente les résultats de modèles où sont incorporées séparément des variables liées à l'apparition de problèmes de santé chroniques (Spécification A) et à l'asthme (Spécification B). L'effet de ces deux types de chocs à la santé est statistiquement significatif et présente des coefficients qui sont encore plus forts que ne l'étaient ceux liés à la santé de la mère, particulièrement en ce qui a trait à l'asthme. Les coefficients estimés les plus élevés sont de 0.86 à 5 mois pour ce qui est des problèmes de santé chronique et de 1.14 à 29 mois pour ce qui est de l'asthme. Il faut donc comprendre que, toutes choses étant égales par ailleurs, le simple fait pour l'enfant de présenter un de ces problèmes de santé majeurs détériore grandement la perception qu'ont ces parents de son état de santé, ce qui n'est pas tout à fait illogique. Les maladies incluses dans les problèmes de santé chronique (à l'exception de l'asthme) vont des allergies et bronchites aux problèmes de cœur, de peau, aux reins et à l'épilepsie. Celles-ci, ainsi que l'asthme, ont des effets aisément observables chez l'enfant et limitent sa capacité à participer à des sports avec ses amis ou à suivre le reste de la famille lors d'une randonnée à vélo, par exemple.

#### 4.5 Effet des chocs à la santé : deuxième mécanisme

Pour ce qui est du deuxième mécanisme proposé par Case et *alii* (USA 2002) ainsi que par Currie et Stabile (Canada 2003), il stipule que les chocs à la santé verraient leur effet atténué plus rapidement chez les enfants issus de familles riches. En d'autres mots, le revenu aurait un effet protecteur qui atténuerait l'effet des chocs à la santé des enfants. Spécifions d'abord que Currie et Stabile utilisent une variable dépendante binaire dans l'estimation de ce modèle, alors que la nôtre est ordonnée. Nous avons donc tenté de vérifier si ce mécanisme pouvait trouver écho chez les enfants québécois et la procédure pour ce faire est d'estimer le modèle de l'équation (2).

$$(3) \text{ santé}_{it} = \alpha + \beta_1 (\ln\text{-revenu})_{it} + \beta_2 (\text{choc})_{it} + \beta_3 (\text{choc} * \ln\text{-revenu})_{it} + \lambda X_{it} + \varepsilon_{it}$$

L'ensemble  $X_{it}$  comprend les mêmes variables de contrôle énoncées précédemment. La variable  $(\text{choc})_{it}$  représente l'asthme ou les autres problèmes de santé chronique, évalués séparément, et prend la valeur 1 si l'enfant est atteint par ce choc particulier. La dernière variable représente tout simplement le produit de la variable précédente par le log du revenu du ménage. Le tableau 12 présente, sous spécification C, les résultats obtenus dans l'estimation de ce modèle. Notons d'abord que comme les estimations effectuées pour chaque année n'étaient malheureusement pas très concluantes, cohérentes et significatives au plan statistique, nous avons décidé de ne présenter que celles où les observations sont mises en commun et répétées en ajustant la variance afin qu'elle tienne compte de la corrélation intra-individuelle (pooling en « clusterisant »). Ces dernières présentent des résultats plus intéressants, mais peu convaincants. Remarquons encore une fois, que les coefficients devant les variables de choc sont très grands et suggèrent une incidence fortement négative sur la santé des enfants. Soulignons

également comment ce même coefficient double pour les enfants lorsqu'ils sont plus vieux; l'effet des problèmes de santé chronique est plus important lorsque les enfants vieillissent.

Pour ce qui est de notre variable croisée, c'est-à-dire « choc\*ln-revenu », les résultats ne sont pas vraiment concluants, mais pointent quand même dans la bonne direction. En effet, le coefficient négatif estimé suggérerait un léger effet protecteur du revenu lorsque l'enfant présente un problème de santé chronique. Cet effet serait faible dans les premières années de l'enquête et, malheureusement, peu significatif au plan statistique, mais gagnerait en importance et significativité dans les dernières années de l'enquête (significatif à 10%). La particularité intéressante de ce type de modèle réside dans sa capacité à faire disparaître presque complètement le saut précédemment observé dans la force du gradient avec l'âge. En effet, le coefficient estimé de l'effet du log-revenu varie beaucoup moins dans ce modèle qu'il ne le faisait dans le modèle où les chocs à la santé n'étaient pas pris en considération (tableau 5 sous Poudrier 2007). Dans les deux cas, les observations sont regroupées et mises en commun pour les quatre premières et les quatre dernières années de l'enquête et l'ajout de variables liées aux chocs à la santé fait diminuer l'écart de moitié (-0,149 à -0,109 vs -0,244 à -0,167).

#### **4.6 Un dernier bilan**

Nos résultats démontrent que le gradient santé/revenu du ménage serait plutôt faible ou inexistant chez les enfants québécois nés en 1998. Une façon facile de s'en convaincre est de jeter un œil aux figures, présentées à la toute fin de l'annexe, qui tracent l'espérance conditionnelle de l'état de santé de l'enfant selon le logarithme du revenu avec et sans variables de contrôle. Le gradient a une pente plutôt faible, contenue à l'intérieur de l'intervalle défini par les deux meilleurs états de santé

(excellent et très bien). La pente du gradient tend à devenir légèrement plus abrupte à partir du 6<sup>ème</sup> cycle, alors qu'elle est plutôt douce aux cycles 1, 3, 4 et 5. L'espérance conditionnelle maximale, associée à un état de santé quand même très bien, est toujours observée aux extrémités représentant les revenus les plus faibles et semble même atteindre le deuxième échelon aux cycles 2, 7 et 8. L'espérance conditionnelle minimale, quant à elle, est plutôt associée aux classes de revenu familial plus élevées.

L'allure du gradient est parfois convexe, parfois concave dans le cas des estimations de polynômes fractionnels qui permettent d'inclure d'autres variables explicatives. L'ajout de celles-ci, particulièrement la scolarité de la mère ainsi que son état de santé auto-rapporté, tend à atténuer l'effet du revenu sur la santé des enfants et à adoucir la pente du gradient. Soulignons que les 2 chiffres entre parenthèses représentent les degrés (ou exposants) du meilleur polynôme estimé par le logiciel STATA. Les figures obtenues se situent à chaque fois à l'intérieur de l'intervalle [1.5 ; 2], à l'exception du cycle 3 où le gradient estimé se trouve à l'intérieur de l'intervalle [1 ; 1.5].

## CONCLUSION

Le concept de gradient est un outil fort intéressant qui a produit des résultats très convaincants, chez les adultes et les personnes âgées, pour ce qui est d'expliquer l'effet protecteur du revenu sur la santé et l'espérance de vie. La recherche est bien documentée et autant les médecins que les sociologues et les économistes ont contribué à faire avancer la connaissance du sujet, et ce depuis les années '70. Ce n'est que tout récemment que les chercheurs se sont penchés sur l'influence du revenu sur la santé des enfants et Case, Lubotsky et Paxson (2002) font figure de pionniers dans le domaine. Des pionniers quand même bien armés quand on voit le nombre impressionnant et la variété des enfants couverts par les données des différentes enquêtes. En effet, le NHIS portait sur plus de 50 000 enfants américains âgés entre 0 et 17 ans.

Pour ce qui est de l'ELDEQ 1998, souhaitons que l'aventure se poursuive en nombre et en qualité. C'est une enquête utile et profonde et les familles qui y participent sont très généreuses de leur temps devant la multitude de questionnaires à remplir et d'entrevues à effectuer. Ces données sont précieuses et servent différents corps de recherche, autant les chercheurs en éducation intéressés par l'introduction du programme de garderies à 5\$ que les chercheurs en économie de la santé.

Pour notre part, nous dressons quelques constats à la suite de nos travaux. Tout d'abord, les enfants québécois nés en 1998 sont généralement en bonne santé et, en moyenne, 90% ont une santé jugée excellente ou très bien, ce qui est très encourageant. Il faut garder en tête que cet indicateur, qui constitue notre variable dépendante à expliquer, est le fruit d'une évaluation subjective de la part de la

personne qui connaît le mieux l'enfant. Il constitue toutefois un indicateur assez fiable de l'état de santé général de l'enfant et répond assez bien aux différentes variables explicatives auxquelles nous l'avons l'exposé.

Un deuxième constat que nous dressons est plus fragile et méritera une attention particulière dans les enquêtes futures. Il concerne l'augmentation non négligeable du gradient à partir de la sixième année de l'enquête. L'entrée à la maternelle est une étape importante pour l'enfant et pour les parents. Les premiers se voient confrontés à un milieu déstabilisant et doivent composer avec les aléas de la vie en groupe, alors que les seconds vivent une certaine séparation en confiant ce qu'ils ont de plus précieux à des étrangers. Peut-être que le simple fait de voir évoluer son enfant parmi d'autres permet aux parents de comparer celui-ci à d'autres. « Il est moins en forme que les autres ou il est plus souvent malade que les autres... » Il sera intéressant de voir si ce constat se résorbe dans les années futures ou s'il est le début d'un processus par lequel le gradient s'installe ou gagne en importance.

Troisièmement, nous avons souligné l'impact fort important des chocs à la santé sur le développement des enfants. L'accroissement de la pollution urbaine n'est certainement pas étrangère à l'augmentation des cas d'asthme et des maladies respiratoires chez l'enfant. Celles-ci affectent fortement l'état de santé rapporté par les parents et nous avons démontré que le revenu présente un effet protecteur sur la santé de l'enfant lorsque celui-ci est frappé par un de ces chocs. Rappelons également que ces chocs semblent apparaître plus fréquemment chez les enfants issus de ménages pauvres et que ce mécanisme a un rôle à jouer indubitable dans l'influence du revenu familial sur la santé des enfants.

En terminant, j'aimerais personnellement rappeler que le processus par lequel se développe un enfant en est un extrêmement complexe. Il serait prétentieux de croire qu'un modèle économétrique saurait endiguer toute la variabilité des états de santé.



Le non-rejet du modèle à effets fixes le démontre (*sic*) et plusieurs facteurs, tels la génétique et l'amour des proches, ne peuvent être modélisés. Par contre, l'objectif du présent mémoire était de regarder l'impact du revenu sur la santé des enfants et si nous avons conclu de l'existence d'inégalités défavorisant les enfants issus de ménages pauvres, il est rassurant de savoir que notre société dispose de moyens pour transférer la richesse et contrer ces inégalités. À l'âge de 18 ans, un adulte est responsable de ses choix, mais avant cet âge, il incombe à tous de veiller à son bien-être.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Adams, Peter, Michael Hurd, Daniel McFadden, Angela Merrill, et Tiago Ribeiro (2003), "Healthy, Wealthy and Wise? Tests for Direct Causal Paths between Health and Socioeconomic Status," *Journal of Econometrics*, 112(1): 3-56
- Baker, Michael, Mark Stabile et Catherine Deri (2001), "What Do Self-Reported Objective Measures of Health Measure?" NBER Working Paper #8419 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- Barker, David (1997), "Maternal Nutrition, Fetal Nutrition and Diseases in Later Life," *Nutrition* 13(9): 807-13.
- Behrman, Jere et Mark Rosenzweig (2001), "The Returns to Increasing Body Weight," Penn Institute for Economic Research, Department of Economics, University of Pennsylvania, PIER Working Paper 01-052.
- Case, Anne, Angela Fertig et Christina Paxson (2003), "From Cradle to Grave? The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance," Center for Health and Wellbeing, Princeton University.
- Case, Anne, Darren Lubotsky et Christina Paxson, (2002), "Socioeconomic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient," *American Economic Review* 92(5): 1308-34.
- Case, Anne, Darren Lubotsky et Christina Paxson (2001), "Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient," NBER Working Paper #8344 (Cambridge MA: National Bureau of Economic Research).
- Currie, Alison, Michael Shields et Stephan Price, (2004), "Is the Child Health/Family Income Gradient Universal? Evidence from England," IZA Discussion Paper No. 1328 (Bonn: Institute for the Study of Labor, October).
- Currie, Janet et Mark Stabile (2003), "Socioeconomic Status and Health: Why is the Relationship Stronger for Older Children?," *American Economic Review*, 93(5): 1813-23
- Currie, Janet et Rosemary Hyson (1999), "Is the Impact of Health Shocks Cushioned by Socio-Economic Status? The Case of Low Birthweight," *American Economic Review Papers and Proceedings*, 89(2): 245-50.
- Dubois, L. & Girard, M. (2003). Social inequalities in infant feeding during the first year of life. The longitudinal study of child development in québec (LSCDQ 1998-2002). *Public Health Nutrition*, 6(8), 773-783.

- Elo, Irma et Samuel H. Preston (1992), "Effects of Early-Life conditions on Adult Mortality: A Review," *Population Index*, 82(2): 186-211
- Grossman, Michael (2000), "The Human Capital Model," dans A. J. Culyer and J. P. Newhouse eds, *Handbook of Health Economics*. Amsterdam: Elsevier, 1A: 347-408.
- Meer, Jonathan, Douglas Miller et Harvey Rosen (2003), "Exploring the Health-wealth Nexus," *Journal of Health Economics*, 22(5): 713-730.
- Paquet, Ginette et Denis Hamel (2003), "Conditions socioéconomiques et santé, section II – Inégalités sociales et santé des tout petits : à la recherche de facteurs protecteurs," série des documents Étude longitudinale du développement des enfants du Québec, Institut de la statistique du Québec, 2(3) : 47-100.
- Paquet, Ginette, Manon Girard et Lise Dubois (2001), "Inégalités sociales et devenir des enfants," série des documents Étude longitudinale du développement des enfants du Québec, Institut de la statistique du Québec, 1(3) : 63-87.
- Phipps, S. A., Burton, P. S., Osberg, L. S., & Lethbridge, L. N. (2006). Poverty and the extent of child obesity in Canada, Norway and the United States. *Obesity Reviews*, 7(1), 5-12.
- Séguin, Louise, Q. Xu, L. Potvin, M.-V. Zunzunegui, C. Dumas et K. Frohlich (2003), "Conditions socioéconomiques et santé, section I – Pauvreté et santé des enfants québécois," série des documents Étude longitudinale du développement des enfants du Québec, Institut de la statistique du Québec, 2(3) : 21-43.
- Séguin, Louise, M. Kantiébo, M.-V. Zunzunegui, L. Potvin, K. Frohlich et C. Dumas (2001), "Pauvreté, conditions de naissances et santé des nourrissons," série des documents Étude longitudinale du développement des enfants du Québec, Institut de la statistique du Québec, 1(3) : 25-60.
- Smith, James P. (1999), "Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relationship between Health and Economic Status," *Journal of Economic Perspectives*, 13(2), 145-66.
- van Doorsaer, Eddy *et alii* (1997), "Income-related Inequalities in Health: Some International Comparisons," *Journal of Health Economics*, 16(1): 92-112.

## ANNEXE

**Tableau 1 : Distribution des états de santé des enfants pour les années 1998 à 2005.**

<b>Cycle</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>
<b>Année</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>
<b>(Âge en mois)</b>	<b>(5 m)</b>	<b>(17 m)</b>	<b>(29 m)</b>	<b>(41 m)</b>	<b>(50 m)</b>	<b>(62 m)</b>	<b>(74 m)</b>	<b>(86 m)</b>
<b>Santé=1</b>	1620	1306	1303	1216	1200	991	934	934
<b>Excell.</b>	(76,4)	(63,9)	(65,2)	(62,3)	(61,7)	(56,3)	(62,6)	(61,2)
<b>Santé=2</b>	341	520	504	536	582	615	417	481
<b>T bonne</b>	(16,1)	(25,4)	(25,2)	(27,5)	(30,0)	(35,0)	(28,0)	(31,5)
<b>Santé=3</b>	142	193	171	168	144	139	130	104
<b>Bonne</b>	(6,7)	(9,4)	(8,6)	(8,6)	(7,4)	(7,9)	(8,7)	(6,8)
<b>Santé=4</b>	17	26	19	30	18	14	11	8
<b>Passa.</b>	(0,8)	(1,3)	(1,0)	(1,6)	(0,9)	(0,8)	(0,7)	(0,5)
<b>Santé=5</b>	**	**	**	**	**	**	**	**
<b>Mauv.</b>								
<b>Total</b>	<b>2,120</b>	<b>2,045</b>	<b>1,997</b>	<b>1,950</b>	<b>1,944</b>	<b>1,759</b>	<b>1,492</b>	<b>1,527</b>
<b>(en %)</b>	<b>(100)</b>	<b>(100)</b>	<b>(100)</b>	<b>(100)</b>	<b>(100)</b>	<b>(100)</b>	<b>(100)</b>	<b>(100)</b>

\*\* lorsque le nombre d'enfants présentant « santé=5 » est < 5. Ils sont alors inclus dans le groupe d'enfants avec « santé=4 » afin de respecter l'entente de confidentialité des chercheurs envers les répondants. Source : Calcul de l'auteur à partir des microdonnées non pondérées de l'ELDEQ et d'après la question « Diriez-vous que la santé de votre enfant est excellente, très bonne,...? »

Tableau 2. Sclolarité de la mère et santé de l'enfant aux cycles 2, 5 et 8.

Sclolarité	Cycle	2	5	8
<b>Pas de diplôme d'études Secondaires</b>	<b>Santé =1</b>	216	165	114
	<b>Excellente</b>	(59,8)	(58,7)	(58,5)
	<b>Santé =2</b>	98	77	61
	<b>Très bonne</b>	(27,2)	(27,4)	(31,3)
	<b>Santé=3</b>	37	32	20
	<b>Bonne</b>	(10,2)	(11,4)	(10,2)
<b>Diplôme d'études Secondaires</b>	<b>Santé=4</b>	10	7	**
	<b>Pass. ou mauv.</b>	(2,8)	(2,5)	
	<b>Total (en %)</b>	<b>361 (17,7)</b>	<b>281 (14,6)</b>	<b>195 (12,9)</b>
	<b>Santé =1</b>	338	254	190
	<b>Excellente</b>	(63,3)	(61,5)	(57,1)
	<b>Santé =2</b>	133	127	114
<b>Diplôme d'études post-secondaires sauf université</b>	<b>Très bonne</b>	(24,9)	(30,7)	(34,2)
	<b>Santé=3</b>	55	32	29
	<b>Bonne</b>	(10,3)	(7,8)	(8,7)
	<b>Santé=4</b>	8	**	**
	<b>Pass. ou mauv.</b>	(1,5)		
	<b>Total (en %)</b>	<b>534 (26,2)</b>	<b>413 (21,4)</b>	<b>333 (22,1)</b>
<b>Diplôme Université</b>	<b>Santé =1</b>	390	404	302
	<b>Excellente</b>	(65,3)	(59,8)	(59,6)
	<b>Santé =2</b>	148	216	163
	<b>Très bonne</b>	(24,8)	(32,0)	(32,1)
	<b>Santé=3</b>	54	48	37
	<b>Bonne</b>	(9,1)	(7,1)	(7,3)
<b>Diplôme Université</b>	<b>Santé=4</b>	5	8	5
	<b>Pass. ou mauv.</b>	(0,8)	(1,2)	(1,0)
	<b>Total (en %)</b>	<b>597 (29,2)</b>	<b>676 (35,0)</b>	<b>507 (33,6)</b>
<b>Diplôme Université</b>	<b>Santé =1</b>	360	370	318
	<b>Excellente</b>	(65,4)	(66,1)	(67,1)
	<b>Santé =2</b>	140	157	137
	<b>Très bonne</b>	(25,4)	(28,0)	(28,9)
	<b>Santé=3</b>	50	33	19
	<b>Bonne</b>	(9,2)	(5,9)	(4,0)
<b>Diplôme Université</b>	<b>Santé=4</b>	**	**	0
	<b>Pass. ou mauv.</b>			
	<b>Total (en %)</b>	<b>550 (26,9)</b>	<b>560 (29,0)</b>	<b>474 (31,4)</b>
	<b>TOTAL</b>	<b>2042</b>	<b>1930</b>	<b>1509</b>

\*\* lorsque le nombre d'enfants présentant « santé=4 » est < 5. Ils sont alors inclus dans le groupe d'enfants avec « santé=3 » afin de respecter l'entente de confidentialité des chercheurs envers les répondants. Source : Calcul de l'auteur à partir des microdonnées non pondérées de l'ELDEQ.

Tableau 3 : Santé des enfants et structure familiale aux cycles 2, 5 et 8.

Type de famille	Cycle (Âge enfant)	2 (17 mois)	5 (50 mois)	8 (86 mois)
<b>Intacte</b>	<b>Santé =1 Excellente</b>	1043 (64,5)	907 (62,8)	653 (62,3)
	<b>Santé =2 Très bonne</b>	408 (25,2)	435 (30,1)	332 (31,7)
	<b>Santé=3 Bonne</b>	146 (9,0)	91 (6,3)	62 (6,0)
	<b>Santé=4 Pass. / mauv.</b>	20 (1,3)	11 (0,8)	**
	<b>Total (en %)</b>	<b>1,617 (79,2)</b>	<b>1,444 (74,5)</b>	<b>1,048 (68,8)</b>
<b>Recomposée</b>	<b>Santé =1 Excellente</b>	146 (63,2)	150 (63,0)	137 (60,1)
	<b>Santé =2 Très bonne</b>	59 (25,6)	66 (27,7)	73 (32,0)
	<b>Santé=3 Bonne</b>	26 (11,2)	22 (9,3)	18 (7,9)
	<b>Santé=4 Pass. / mauv.</b>	**	**	**
	<b>Total (en %)</b>	<b>231 (11,3)</b>	<b>238 (12,3)</b>	<b>228 (15,0)</b>
<b>Monoparentale</b>	<b>Santé =1 Excellente</b>	115 (59,6)	141 (54,9)	141 (57,3)
	<b>Santé =2 Très bonne</b>	51 (26,4)	78 (30,3)	74 (30,1)
	<b>Santé=3 Bonne</b>	27 (14,0)	38 (14,8)	31 (12,6)
	<b>Santé=4 Pass. / mauv.</b>	**	**	**
	<b>Total (en %)</b>	<b>193 (9,5)</b>	<b>257 (13,2)</b>	<b>246 (16,2)</b>
	<b>TOTAL</b>	<b>2,041</b>	<b>1,939</b>	<b>1,522</b>

\*\* lorsque le nombre d'enfants présentant « santé=4 » est < 5. Ils sont alors inclus dans le groupe d'enfants avec « santé=3 » afin de respecter l'entente de confidentialité des chercheurs envers les répondants. Source : Calcul de l'auteur à partir des microdonnées non pondérées de l'ELDEQ.

Tableau 4 : Classe de revenu familial en \$ const. de 1998 aux cycles 2, 5 et 8.

Classe de revenu familial	Cycle (Âge enfant)	2 (17 mois)	5 (50 mois)	8 (86 mois)
<b>Inférieur</b>  <b>&lt;= 30000\$</b>	<b>Santé =1</b> <b>Excellente</b>	332 (59,6)	211 (57,3)	132 (54,5)
	<b>Santé =2</b> <b>Très bonne</b>	156 (28,0)	111 (30,2)	76 (31,4)
	<b>Santé=3</b> <b>Bonne</b>	61 (11,0)	41 (11,1)	34 (14,1)
	<b>Santé=4</b> <b>Pass. / mauv.</b>	8 (1,4)	5 (1,4)	**
	<b>Total (en %)</b>	<b>557 (27,2)</b>	<b>368 (18,9)</b>	<b>242 (15,8)</b>
<b>Moyennement Faible</b>  <b>Entre 30001\$ et 50000\$</b>	<b>Santé =1</b> <b>Excellente</b>	375 (63,0)	299 (58,8)	201 (55,1)
	<b>Santé =2</b> <b>Très bonne</b>	155 (26,1)	158 (31,1)	132 (36,2)
	<b>Santé=3</b> <b>Bonne</b>	55 (9,2)	51 (10,1)	32 (8,7)
	<b>Santé=4</b> <b>Pass. / mauv.</b>	10 (1,7)	**	**
	<b>Total (en %)</b>	<b>595 (29,1)</b>	<b>508 (26,1)</b>	<b>365 (23,9)</b>
<b>Moyennement Élevé</b>  <b>Entre 50001\$ et 70000\$</b>	<b>Santé =1</b> <b>Excellente</b>	274 (67,0)	289 (63,1)	194 (61,2)
	<b>Santé =2</b> <b>Très bonne</b>	95 (23,2)	140 (30,5)	103 (32,5)
	<b>Santé=3</b> <b>Bonne</b>	40 (9,8)	29 (6,4)	20 (6,3)
	<b>Santé=4</b> <b>Pass. / mauv.</b>	**	**	0
	<b>Total (en %)</b>	<b>409 (20,0)</b>	<b>458 (23,6)</b>	<b>317 (20,8)</b>
<b>Élevé</b>  <b>70001\$ et plus</b>	<b>Santé =1</b> <b>Excellente</b>	325 (67,1)	401 (65,7)	407 (67,5)
	<b>Santé =2</b> <b>Très bonne</b>	114 (23,6)	173 (28,4)	170 (28,2)
	<b>Santé=3</b> <b>Bonne</b>	45 (9,3)	31 (5,1)	26 (4,3)
	<b>Santé=4</b> <b>Pass. / mauv.</b>	**	5 (0,8)	**
	<b>Total (en %)</b>	<b>484 (23,7)</b>	<b>610 (31,4)</b>	<b>603 (39,5)</b>
<b>TOTAL</b>		<b>2,045</b>	<b>1,944</b>	<b>1,527</b>

\*\* lorsque le nombre d'enfants présentant « santé=4 » est < 5. Ils sont alors inclus dans le groupe d'enfants avec « santé=3 » afin de respecter l'entente de confidentialité des chercheurs envers les répondants.

Source : Calcul de l'auteur à partir des microdonnées non pondérées de l'ELDEQ.

**Tableau 5: Comparaison des gradients santé des enfants/revenu du ménage aux États-Unis, au Canada, en Angleterre et au Québec**

Le gradient aux États-Unis, au Canada et en Angleterre								
I-Probit ordonné de l'indice de santé (1=excellente à 5=mauvaise)								
Âge en années	0-3	4-8	9-12	13-17	0-3	4-8	9-12	13-15
Chercheurs Enquête	Case et alii (2002-USA) NHIS				Currie et Stabile (2003-Canada) ELNEJ			
Nombre observations	51,448	54,067	64,746	59,069	8,961	17,260	10,446	3,507
Ln du revenu familial sans l'éducation du (des) parent(s)	-0.183** (0.008)	-0.244** (0.008)	-0.286** (0.008)	-0.323** (0.008)	-0.151** (0.026)	-0.216** (0.019)	-0.259** (0.024)	-0.272** (0.040)
Ln du revenu familial avec éducation du (des) parent(s)	-0.114** (0.008)	-0.156** (0.008)	-0.187** (0.008)	-0.218** (0.009)	-0.132** (0.027)	-0.182** (0.020)	-0.215** (0.025)	-0.254** (0.041)
Chercheurs Enquête	Poudrier (2007) ELDEQ				Currie et alii (2004-Angleterre) HSE			
Nombre observations	8,057 avec pooling de 0 à 41 mois		6,691 avec pooling de 42 à 86 mois		2,505	4,936	3,734	2,570
Ln du revenu familial avec l'éducation du (des) parent(s)	-0.167** (0.037)		-0.244** (0.038)		-0.142** (3.14) <sup>1</sup>	-0.136** (4.23)	-0.108** (3.02)	-0.133** (3.30)
Le gradient au Québec – ELDEQ – cycle 1 à 8								
II-Probit ordonné de l'indices de santé (1=excellente à 4=passable ou mauvaise)								
Âge moyen mois	5	17	29	41	50	62	74	86
Nombre observations	2 097	2 035	1 986	1 939	1 940	1 752	1486	1 513
Ln du revenu familial sans l'éducation de la mère	-0.244** (0.049)	-0.186** (0.045)	-0.169** (0.044)	-0.221** (0.049)	-0.157** (0.049)	-0.312** (0.058)	-0.316** (0.063)	-0.307** (0.056)
Ln du revenu familial avec l'éducation de la mère	-0.182** (0.054)	-0.146** (0.051)	-0.155** (0.051)	-0.185** (0.056)	-0.156** (0.054)	-0.285** (0.062)	-0.293** (0.068)	-0.270** (0.063)

Pour l'ELDEQ, tous les résultats sont obtenus à partir d'estimations de modèles « probit ordonnés » avec variables de contrôle « sexe du bébé, âge de la mère », ainsi que l'éducation de la mère lorsque mentionné afin de prendre les mêmes spécifications que Case et alii (2002). La pondérations propre à chaque année est appliquée. Pour les spécifications et résultats de Case et alii (2002), voir leur tableau 2; pour Currie et Stabile (2003), voir leur tableau 2. Pour Currie et alii (2004), voir leur tableau 1. Seuils de confiance : \*\*=5 pourcent ou moins.



**Tableau 6: Caractéristiques des enfants de l'ELDEQ 1998 et de leur mère pour chaque année de l'enquête**

Cycle et année	C1 1998	C2 1999	C3 2000	C4 2001	C5 2002	C6 2003	C7 2004	C8 2005
Âge moyen des enfants en mois (Écart-type)	5 (.43)	17 (.56)	29 (.54)	41 (.58)	50 (3.1)	62 (3.1)	74 (3.1)	86 (3.1)
Nombre d'enfants	2,120	2,045	1,997	1,950	1,944	1,759	1,492	1,528
Revenu moyen des familles \$ courant (Ecart-type)	48,491 (37,545)	51,334 (38,880)	55,306 (45,910)	58,458 (46,619)	59,617 (46,087)	59,428 (41,652)	61,500 (41,629)	64,389 (48,723)
<b>Pourcentage par classes de revenu</b>								
Moins de 20 000\$	16.7	14.1	11.7	9.8	8.6	7.7	6.7	6.3
20 000\$-29 999\$	13.3	11.2	9.7	8.2	7.8	7.5	7.2	6.3
30 000\$-39 999\$	15.0	14.7	13.6	12.2	11.4	11.3	10.6	9.6
40 000\$-49 999\$	13.9	14.1	12.7	12.5	12.6	11.5	11.6	10.0
50 000\$-59 999\$	11.5	13.0	13.0	13.5	12.5	12.2	11.4	11.6
60 000\$-69 999\$	8.7	9.9	10.2	10.3	11.4	11.1	9.6	9.8
70 000\$-79 999\$	7.0	7.3	8.6	8.1	7.8	9.6	8.7	8.6
80 000\$-89 999\$	3.9	4.7	5.6	6.5	7.5	7.3	7.9	7.0
90 000\$-100 000\$	5.0	5.1	7.3	9.3	8.4	9.6	10.8	13.3
100 000\$ et plus	5.2	6.0	7.6	9.8	12.0	12.3	15.5	17.6
Nombre d'enfants	2,099	2,035	1,987	1,939	1,940	1,752	1,487	1,514
<b>Caractéristiques des Enfants</b>								
Bébé de sexe masculin en %	51.0	50.6	50.4	50.2	50.3	49.7	49.2	47.8
Fratrie moyenne (nbre frères/soeurs)	.84	.84	.97	1.11	1.18	1.23	1.31	1.34
Problème(s) de santé chronique(s) %	9.3	13.1	n.d	12.4	n.d	13.4	17.7	n.d
A eu crise d'asthme 12 derniers mois %	n.d	6.9	7.2	6.1	2.3	4.5	6.0	4.6
<b>Indice de santé en %</b>								
Excellente ou très bien (=0)	92.5	89.3	90.4	89.8	91.7	91.3	90.6	92.7
Moins que très bien (=1)	7.5	10.7	9.6	10.2	8.3	8.7	9.4	7.3
<b>Conditions à la naissance</b>								
Poids < 2.5Kg	3.3	3.3	3.2	3.1	3.3	3.2	3.5	3.2
Naissance prématurée (<37 semaines)	4.7	4.7	4.7	4.8	4.7	4.8	4.9	4.8
SCRN supérieur ou égal à 3	18.4	18.0	17.6	17.9	17.8	18.2	18.4	17.5
<b>Durée de l'allaitement</b>								
Pas allaité du tout %	29.9	29.9	29.9	29.7	29.7	29.1	28.5	29.1
Allaité moins de 3 mois %	22.2	22.2	22.1	22.2	22.3	22.0	21.6	21.5

Allaité entre 3 et 9 mois %	32.9	32.9	33.0	33.1	33.0	33.3	34.2	34.0
Allaité plus de 9 mois %	15.0	15.0	15.0	15.0	15.0	15.6	15.7	15.4
Mère fumait durant la grossesse %	25.1	25.3	25.0	25.3	25.0	25.0	25.1	25.1
<b>Occupation des enfants</b>								
Enfant fréquente garderie %	n.d	10.1	65.7	71.1	72.9	47.5	0	0
Enfant fréquente matern. ou prématern. %	0	0	0	0	6.2	37.5	97.0	0
Enfant est en première année primaire %	0	0	0	0	0	1.4	3.0	97.0
Recours à serv. de garde occ. ou régulièr. %	13.7	58.9	64.4	76.8	75.4	80.7	67.6	69.7
<b>Caractéristiques des Mères</b>								
Âge moyen en années	29.3	30.3	31.4	32.4	33.2	34.1	35.0	36.1
(Écart-type)	(5.2)	(5.2)	(5.2)	(5.2)	(5.2)	(5.2)	(5.2)	(5.3)
Née au Canada en %	88.1	89.3	89.6	90.3	90.2	90.5	91.6	90.9
Particip. au marché trav (à l'enquête) %	17.5	61.4	62.3	64.7	66.5	68.6	73.4	74.6
Scolarité/Dernier diplôme complète en %								
Pas de diplôme d'études sec.	18.2	17.7	17.2	14.7	14.5	13.3	12.5	12.8
Diplôme d'études secondaires	26.2	26.1	25.5	22.1	21.2	20.1	21.5	21.8
Diplôme postsecond. (sauf univ.)	28.8	29.2	29.6	33.7	34.8	36.7	34.0	33.3
Diplôme universitaire	26.7	26.9	27.1	28.8	28.8	29.3	31.1	31.0
Type de famille à l'enquête en %								
Famille intacte	80.8	79.2	77.5	76.1	74.5	72.6	70.0	68.9
Famille recompose	11.1	11.3	11.0	11.6	12.3	12.8	14.4	14.9
Famille monoparentale	8.1	9.5	11.5	12.3	13.2	16	15.6	16.2
Nombre de répondants	2112	2041	1993	1946	1939	1753	1488	1522
Aucun fumeur cigarette dans la maison %	65.7	66.0	66.2	68.7	69.4	73.8	73.3	74.2
Santé mère excel. ou très bien (1+2) %	78.1	77.9	77.1	75.4	72.3	74.8	71.3	73.7

Source : Calcul de l'auteur à partir des microdonnées non pondérées de l'ELDEQ.

**Tableau 7: Résultats d'estimation de modèles probit ordonnés avec 3 spécifications différentes**

Âge en mois	5	17	29	41	50	62	74	86
Probit ordonné de l'indice de santé auto-rapporté (1=Excellente, 2=Très Bonne, 3=Bonne, 4=Passable ou mauvaise)								
Partie I Spécification avec variables de contrôle 1 :sexe et âge (en mois) du bébé								
N. d'observations	2,098	2,035	1,987	1,939	1,940	1,752	1,486	1,513
Ln Rev. Familial	-.22(.04) <sup>1</sup>	-.16(.04) <sup>1</sup>	-.17(.04) <sup>1</sup>	-.21(.05) <sup>1</sup>	-.17(.05) <sup>1</sup>	-.30(.05) <sup>1</sup>	-.33(.06) <sup>1</sup>	-.29(.05) <sup>1</sup>
20 000\$-30 000\$	-.17(.11)	-.16(.11)	.05(.13)	.12(.15)	-.09(.15)	-.44(.18) <sup>2</sup>	-.13(.20)	.00(.20)
30 000\$-40 000\$	-.23(.10) <sup>2</sup>	-.17(.11)	-.01(.11)	-.01(.13)	.01(.14)	-.18(.16)	-.25(.18)	-.38(.18) <sup>2</sup>
40 000\$-50 000\$	-.22(.11) <sup>2</sup>	-.12(.11)	-.07(.12)	-.15(.14)	-.17(.14)	-.22(.16)	-.52(.18) <sup>1</sup>	-.20(.17)
50 000\$-60 000\$	-.38(.12) <sup>1</sup>	-.08(.11)	-.19(.11)	-.28(.13) <sup>2</sup>	-.10(.14)	-.33(.16) <sup>2</sup>	-.26(.17)	-.20(.18)
60 000\$-70 000\$	-.47(.14) <sup>1</sup>	-.37(.12) <sup>1</sup>	-.16(.12)	-.10(.13)	-.11(.14)	-.50(.16) <sup>1</sup>	-.22(.18)	-.29(.18) <sup>3</sup>
70 000\$-80 000\$	-.51(.16) <sup>1</sup>	-.36(.13) <sup>1</sup>	-.30(.13) <sup>2</sup>	-.38(.14) <sup>1</sup>	-.38(.15) <sup>1</sup>	-.58(.16) <sup>1</sup>	-.52(.18) <sup>1</sup>	-.38(.18) <sup>2</sup>
80 000\$-90 000\$	-.34(.18) <sup>3</sup>	-.27(.15) <sup>3</sup>	-.21(.15)	-.29(.16) <sup>3</sup>	-.21(.15)	-.54(.17) <sup>1</sup>	-.62(.19) <sup>1</sup>	-.69(.19) <sup>1</sup>
90 000\$-100 000\$	-.50(.16) <sup>1</sup>	-.33(.15) <sup>2</sup>	-.17(.13)	-.25(.14) <sup>3</sup>	-.21(.14)	-.79(.17) <sup>1</sup>	-.66(.17) <sup>1</sup>	-.56(.17) <sup>1</sup>
> 100 000\$	-.49(.17) <sup>1</sup>	-.45(.15) <sup>1</sup>	-.45(.13) <sup>1</sup>	-.54(.15) <sup>1</sup>	-.49(.14) <sup>1</sup>	-.68(.15) <sup>1</sup>	-.80(.19) <sup>1</sup>	-.62(.17) <sup>1</sup>
Partie II Spécification avec variables de contrôle 2 : sexe et âge (en mois) du bébé, fratrie; âge, scolarité et statut d'immigrant de la mère								
N. d'observations	2,097	2,031	1,978	1,921	1,921	1,738	1,475	1,495
Fratrie	.13(.03) <sup>1</sup>	.11(.03) <sup>1</sup>	.06(.04) <sup>3</sup>	.03(.04)	-.03(.04)	-.02(.04)	-.05(.05)	.00(.04)
Mère immigrante	.11(.10)	.09(.10)	.09(.09)	.29(.09) <sup>1</sup>	.06(.10)	.13(.11)	.21(.13)	.22(.12) <sup>2</sup>
Diplôm. Sec.	-.16(.10) <sup>3</sup>	-.09(.09)	-.02(.10)	.03(.10)	-.08(.11)	-.00(.12)	-.10(.14)	-.05(.13)
Diplôm. Coll.	-.19(.10) <sup>3</sup>	-.13(.10)	-.05(.10)	.01(.11)	.02(.11)	-.05(.12)	-.10(.14)	-.06(.13)
Diplôm. Univ.	-.28(.11) <sup>2</sup>	-.14(.11)	-.04(.11)	-.18(.12)	-.05(.12)	-.12(.12)	-.19(.15)	-.17(.14)
Ln Rev. Familial	-.16(.06) <sup>1</sup>	-.13(.06) <sup>2</sup>	-.13(.05) <sup>1</sup>	-.14(.06) <sup>2</sup>	-.16(.06) <sup>1</sup>	-.27(.06) <sup>1</sup>	-.28(.07) <sup>1</sup>	-.26(.06) <sup>1</sup>
20 000\$-30 000\$	-.17(.12)	-.15(.11)	.04(.13)	.10(.15)	-.15(.15)	-.38(.18) <sup>2</sup>	-.09(.20)	-.04(.21)
30 000\$-40 000\$	-.19(.11) <sup>3</sup>	-.17(.11)	-.00(.12)	.01(.13)	-.02(.15)	-.13(.16)	-.24(.18)	-.39(.18) <sup>2</sup>
40 000\$-50 000\$	-.16(.12)	-.09(.12)	-.03(.12)	-.13(.14)	-.22(.14)	-.18(.16)	-.46(.18) <sup>2</sup>	-.22(.17)
50 000\$-60 000\$	-.29(.13) <sup>2</sup>	-.04(.12)	-.15(.13)	-.22(.13) <sup>3</sup>	-.13(.14)	-.27(.15) <sup>3</sup>	-.22(.18)	-.22(.19)
60 000\$-70 000\$	-.34(.16) <sup>2</sup>	-.31(.13) <sup>2</sup>	-.10(.13)	-.06(.14)	-.12(.14)	-.44(.16) <sup>1</sup>	-.16(.18)	-.26(.18)
70 000\$-80 000\$	-.39(.15) <sup>2</sup>	-.29(.16) <sup>2</sup>	-.25(.14) <sup>3</sup>	-.29(.15) <sup>2</sup>	-.40(.15) <sup>1</sup>	-.51(.16) <sup>1</sup>	-.44(.19) <sup>2</sup>	-.39(.18) <sup>2</sup>
80 000\$-90 000\$	-.17(.20)	-.22(.17)	-.16(.16)	-.17(.17)	-.22(.16)	-.47(.18) <sup>1</sup>	-.52(.20) <sup>1</sup>	-.65(.19) <sup>1</sup>
90 000\$-100 000\$	-.36(.18) <sup>3</sup>	-.29(.16) <sup>3</sup>	-.13(.15)	-.12(.15)	-.23(.15)	-.71(.18) <sup>1</sup>	-.54(.18) <sup>1</sup>	-.49(.18) <sup>1</sup>
> 100 000\$	-.33(.19) <sup>3</sup>	-.40(.17) <sup>2</sup>	-.41(.15) <sup>1</sup>	-.39(.16) <sup>2</sup>	-.49(.16) <sup>1</sup>	-.60(.16) <sup>1</sup>	-.69(.20) <sup>1</sup>	-.55(.18) <sup>1</sup>

Tableau 7 : suite et fin...

Partie III Variables de contrôle 3: C2 + santé de la mère et allaitement long; États de santé à la naissance captés par SCRN, naissance prématurée (<37 semaines) ou poids insuffisant (<2.5Kg)								
N. d'observations	2,097	2,031	1,978	1,921	1,921	1,738	1,475	1,495
Santé mère (3+4+5) / (1+2)	-.53(.07) <sup>1</sup>	-.50(.07) <sup>1</sup>	.08(.07)	-.49(.07) <sup>1</sup>	-.57(.07) <sup>1</sup>	-.55(.07) <sup>1</sup>	-.55(.08) <sup>1</sup>	-.48(.08) <sup>1</sup>
Allaité>6 mois	-.07(.07)	-.06(.06)	-.15(.07) <sup>2</sup>	-.03(.07)	.05(.07)	.02(.07)	-.03(.08)	.11(.08)
SCRN de 3 et +	.24(.08) <sup>1</sup>	.07(.07)	.02(.07)	.03(.08)	.20(.07) <sup>1</sup>	-.01(.08)	.31(.09) <sup>1</sup>	.17(.09) <sup>3</sup>
Prématur<37sem	.10(.17)	.19(.13)	.01(.18)	.18(.16)	.27(.12) <sup>2</sup>	.31(.14) <sup>2</sup>	.29(.18) <sup>3</sup>	.18(.16)
Poids <2.5Kg	.24(.18)	.11(.16)	.20(.19)	.05(.19)	.25(.15) <sup>3</sup>	.35(.19) <sup>3</sup>	.50(.22) <sup>2</sup>	.34(.20) <sup>3</sup>
Ln Rev. Familial	-.11(.06) <sup>3</sup>	-.09(.05) <sup>3</sup>	-.14(.05) <sup>1</sup>	-.08(.06)	-.10(.06) <sup>3</sup>	-.22(.06) <sup>1</sup>	-.23(.07) <sup>1</sup>	-.21(.07) <sup>1</sup>
20 000\$-30 000\$	-.12(.12)	-.12(.11)	.03(.13)	.15(.15)	-.12(.15)	-.40(.18) <sup>2</sup>	-.04(.19)	-.08(.21)
30 000\$-40 000\$	-.14(.11)	-.13(.11)	-.02(.12)	.06(.13)	-.01(.14)	-.14(.16)	-.17(.17)	-.40(.18) <sup>2</sup>
40 000\$-50 000\$	-.10(.12)	-.02(.12)	-.04(.12)	-.04(.14)	-.19(.14)	-.16(.15)	-.41(.17) <sup>2</sup>	-.19(.17)
50 000\$-60 000\$	-.21(.13)	.01(.12)	-.17(.13)	-.12(.13)	-.04(.14)	-.28(.15) <sup>3</sup>	-.15(.18)	-.19(.19)
60 000\$-70 000\$	-.27(.16)	-.25(.13) <sup>3</sup>	-.11(.13)	.03(.14)	-.05(.14)	-.41(.16) <sup>1</sup>	-.08(.18)	-.21(.18)
70 000\$-80 000\$	-.28(.16)	-.21(.14)	-.27(.14) <sup>3</sup>	-.20(.15)	-.30(.15) <sup>2</sup>	-.42(.16) <sup>1</sup>	-.36(.19) <sup>3</sup>	-.33(.19) <sup>3</sup>
80 000\$-90 000\$	-.05(.20)	-.16(.17)	-.18(.16)	-.08(.16)	-.14(.16)	-.42(.17) <sup>2</sup>	-.41(.19) <sup>2</sup>	-.62(.19) <sup>1</sup>
90 000\$-100 000\$	-.28(.19)	-.20(.16)	-.15(.15)	.03(.15)	-.15(.15)	-.65(.18) <sup>1</sup>	-.44(.18) <sup>2</sup>	-.43(.18) <sup>2</sup>
> 100 000\$	-.19(.19)	-.29(.17) <sup>3</sup>	-.43(.15) <sup>1</sup>	-.27(.17)	-.33(.16) <sup>2</sup>	-.50(.16) <sup>1</sup>	-.57(.19) <sup>1</sup>	-.46(.18) <sup>2</sup>

1. Les écart-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Seuils de confiance : 1=1 pourcent; 2=5 pourcent; 3=10 pourcent. Tous les résultats sont obtenus à partir d'estimations de modèles « probit ordonnés » avec les pondérations propres à chaque année.

**Tableau 8 : Estimations logistiques (xtlogit) de modèles à effets fixes et aléatoires .**

Spécification	Effets aléatoires			Effets fixes		
	A	B	C	A	B	C
<b>Nombre d'observations</b>	14 751	14 738	7 207	4 958	4 947	1 727
<b>Nombre d'enfants</b>	2 112	2 112	2 053	677	676	463
<b>Log-Revenu</b>	-0,586 (.066) <sup>1</sup>	-0,542 (.069) <sup>1</sup>	-0,403 (.087) <sup>2</sup>	-0,239 (.105) <sup>2</sup>	-0,261 (.108) <sup>2</sup>	-0,215 (.182)
<b>Santé de la mère</b>		-0,915 (.078) <sup>1</sup>	-1,259 (.110) <sup>1</sup>		-0,568 (.084) <sup>1</sup>	-0,923 (.152) <sup>1</sup>
<b>Mère travaille</b>		0,112 (.082)	-0,025 (.118)		0,172 (.091) <sup>3</sup>	0,173 (.166)
<b>Asthme</b>			1,644 (.162) <sup>1</sup>			0,917 (.213) <sup>1</sup>
<b>Problèmes de Santé Chron.</b>			1,134 (.123) <sup>1</sup>			0,819 (.162) <sup>1</sup>

1. Les écart-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Seuils de confiance : 1=1 pourcent; 2=5 pourcent; 3=10 pourcent. Tous les résultats sont obtenus à partir d'estimations de modèles « xtlogit » en appliquant la pondération longitudinale de la huitième année

**Tableau 9 : Caractéristiques des enfants qui quittent l'ELDEQ entre la 5<sup>ème</sup> et la 7<sup>ème</sup> année**

	<b>Enfants présents en 5 et en 7</b>	<b>Enfants qui quittent</b>
<b>Nombre d'observations</b>	1 483	461
<b>Indice de santé moyen</b>	1,47	1,43
<b>1. Excellente (en %)</b>	895 (60,4)	305 (66,2)
<b>2. Très Bien (en %)</b>	462 (31,2)	120 (26,0)
<b>3. Bien + 4. Passable ou Mauvaise (en %)</b>	126 (08,4)	36 (07,8)
<b>Problème(s) de santé chronique(s) (en %)</b>	n.d	n.d
<b>A eu crise d'asthme 12 derniers mois (en %)</b>	36 (02,4)	8 (01,7)
<b>Santé de la mère Excell. ou T Bien (en %)</b>	1 069 (72,1)	336 (72,9)
<b>Née au Canada (en %)</b>	1 346 (91,6)	390 (85,5)
<b>Participation au marché trav (à l'enquête)</b>	991 (66,9)	301 (65,3)
<b>Scolarité de la mère (en %)</b>		
<b>Pas de diplôme d'études sec.</b>	198 (13,4)	83 (18,1)
<b>Diplôme d'études secondaires</b>	307 (20,7)	106 (23,2)
<b>Diplôme postsecond. (sauf univ.)</b>	517 (34,9)	159 (34,7)
<b>Diplôme universitaire</b>	450 (30,3)	110 (24,0)
<b>N.d</b>	11 (0,7)	**
<b>Structure Familiale (en %)</b>		
<b>Famille intacte</b>	1110 (75,1)	334 (72,6)
<b>Famille recomposée</b>	174 (11,8)	64 (13,9)
<b>Famille monoparentale</b>	243 (13,1)	62 (13,5)
<b>Revenu Moyen en \$ de 1998</b>	60 025	58 302

\*\* lorsque le pourcentage d'enfants présentant ce type de caractéristique est < 5. Ceci afin de respecter l'entente de confidentialité des chercheurs envers les répondants.

Source : Calcul de l'auteur à partir de microdonnées non pondérées de l'ELDEQ.

**Tableau 10: Résultats d'estimation de modèles probit ordonnés avec les enfants présents aux huit cycles**

Âge en mois	5	17	29	41	50	62	74	86
<b>Probit ordonné de l'indice de santé auto-rapporté (1=Excellente, 2=Très Bonne, 3=Bonne, 4=Passable ou mauvaise)</b>								
<b>Variables de Contrôle 1 :sexe et âge (en mois) du bébé</b>								
<b>Nombre d'observations</b>	1,335	1,336	1,334	1,333	1,335	1,332	1,333	1,324
<b>Ln Rev. Familial</b>	-.140 (.063) <sup>2</sup>	-.116 (.057) <sup>2</sup>	-.097 (.052) <sup>3</sup>	-.202 (.059) <sup>1</sup>	-.210 (.059) <sup>1</sup>	-.295 (.061) <sup>1</sup>	-.329 (.060) <sup>1</sup>	-.273 (.061) <sup>1</sup>
<b>Variables de Contrôle 2 :sexe et âge (en mois) du bébé, âge de la mère, fratrie, scolarité, santé et statut d'immigrant de la mère, SCRN 3 et +</b>								
<b>Nombre d'observations</b>	1 334	1 334	1 329	1 322	1 324	1 323	1 324	1 311
<b>Santé mère</b>	-.675 (.095) <sup>1</sup>	-.450 (.091) <sup>1</sup>	-.063 (.087)	-.436 (.088) <sup>1</sup>	-.558 (.081) <sup>1</sup>	-.521 (.086) <sup>1</sup>	-.449 (.083) <sup>1</sup>	-.450 (.088) <sup>1</sup>
<b>Ln Rev. Familial</b>	-.038 (.075)	-.035 (.068)	-.073 (.063)	-.127 (.070) <sup>3</sup>	-.156 (.069) <sup>2</sup>	-.222 (.068) <sup>1</sup>	-.238 (.070) <sup>1</sup>	-.180 (.073) <sup>2</sup>

1. Les écart-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Seuils de confiance : 1=1 pourcent; 2=5 pourcent; 3=10 pourcent. Tous les résultats sont obtenus à partir d'estimations de modèles « probit ordonnés » avec les pondérations propres à chaque année.

**Tableau 11: Fréquence et type de chocs à la santé selon le cycle et le revenu permanent**

Cycle Âge en mois	1 5	2 17	3 29	4 41	5 50	6 62	7 74	8 86
Nombre d'enfants	2,120	2,045	1,997	1,950	1,944	1,759	1,492	1,528
Type de problème de Santé chron.			n.d		n.d			n.d
Allergies	3,9 %	6,5 %		7,6 %		n.d	n.d	
Allergies alim.	n.d	n.d		n.d		3,1 %	4,0 %	
Allergies respirat.	n.d	n.d		n.d		2,9 %	3,6 %	
Autres allergies	n.d	n.d		n.d		6,1 %	7,8 %	
Bronchites	1,3 %	2,7 %		2,1 %		0,8 %	1,3 %	
Maladie cardiaque	0,6 %	0,3 %		0,3 %		0,4 %	0,4 %	
Épilepsie	**	**		**		**	**	
Paralysie cérébrale	Aucun	Aucun		Aucun		Aucun	Aucun	
Maladie rénale	0,8 %	0,8 %		**		**	0,3 %	
Autres	3,4 %	3,8 %		3,0 %		2,4 %	3,1 %	
<b>Par classe de revenu permanent</b>								
Rev perm < 50 000\$	1,121	1,077	1,041	1,008	1,000	889	757	768
Asthme		8,83%	7,84%	6,34%	2,80%	5,57%	6,50%	5,74%
Problèmes de Santé Chronique	10,28%	13,79%		12,97%		13,91%	18,92%	
Rev perm > 50 000\$	999	968	956	942	944	870	735	760
Asthme		5,77%	6,50%	5,93%	1,24%	3,96%	5,27%	3,21%
Problèmes de Santé Chronique	7,62%	12,32%		11,67%		11,96%	16,03%	

\*\* lorsque le pourcentage d'enfants présentant le type de problème de santé chronique est < 5. Ceci afin de respecter l'entente de confidentialité des chercheurs envers les répondants. Le revenu permanent est calculé en faisant la somme des revenus en dollars constants de chaque famille et en la divisant par le nombre d'années où l'enfant participe à l'enquête.

Source : Calcul de l'auteur à partir de microdonnées non pondérées de l'ELDEQ.

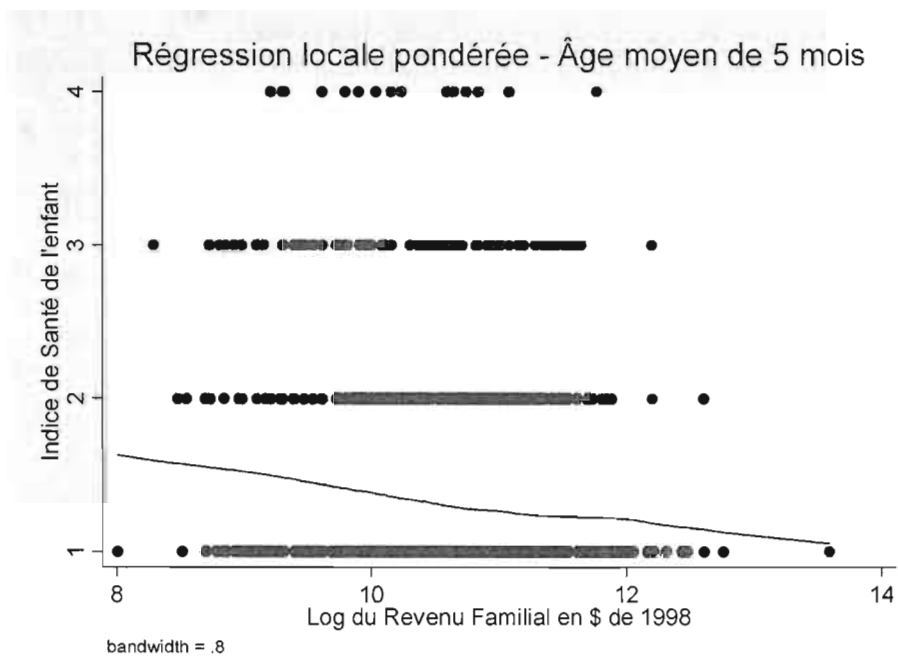


**Tableau 12: Résultats d'estimation de modèles probit ordonnés avec asthme et problèmes de santé chroniques .**

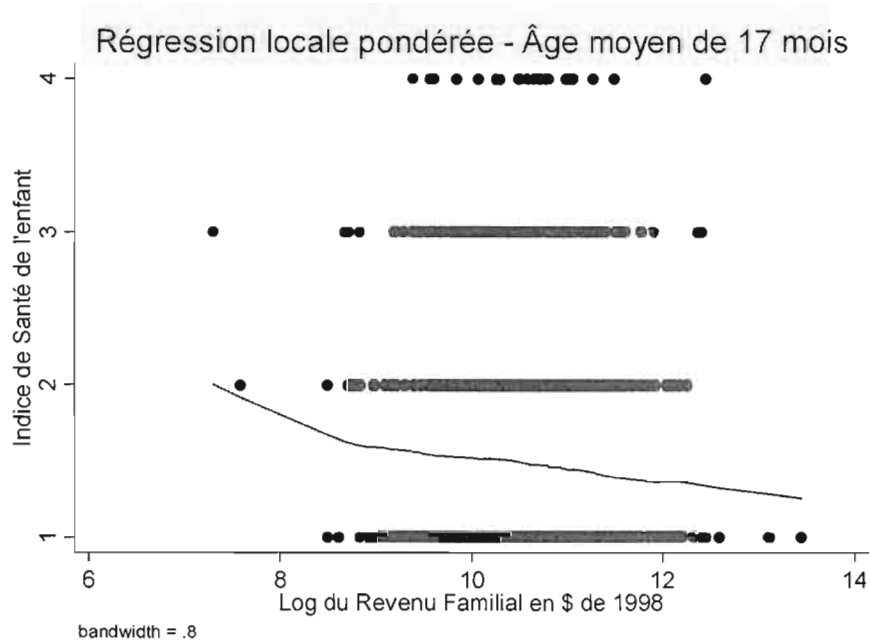
Âge en mois	5	17	29	41	50	62	74	86
<b>Probit ordonné de l'indice de santé auto-rapporté</b> <b>(1=Excellente, 2=Très Bonne, 3=Bonne, 4=Passable ou mauvaise)</b> <b>Variables de Contrôle :sexe et âge (en mois) du bébé, âge de la mère, fratrie,</b> <b>scolarité, santé et statut d'immigrant de la mère, SCRN</b> <b>A : avec problèmes de santé chronique (sauf asthme) :allergies, bronchites, épilepsie, au cœur, aux reins ou autres</b>								
Nombre d'observations	2 096	2 031		1 921		1 738	1 474	
Santé mère	-.50 (.07) <sup>1</sup>	-.49 (.07) <sup>1</sup>		-.46 (.07) <sup>1</sup>		-.52 (.07) <sup>1</sup>	-.53 (.08) <sup>1</sup>	
Prob. S. Chron.	.86 (.10) <sup>1</sup>	.77 (.08) <sup>1</sup>	n.d	.73 (.09) <sup>1</sup>	n.d	.41 (.10) <sup>1</sup>	.58 (.09) <sup>1</sup>	n.d
SCRN 3 et +	.23 (.08) <sup>1</sup>	.09 (.07)		.03 (.08)		-.02 (.08)	.32 (.09) <sup>1</sup>	
Ln Rev. Familial	-.09 (.06)	-.08 (.05)		-.07 (.05)		-.21 (.06) <sup>1</sup>	-.22 (.07) <sup>1</sup>	
<b>B : avec asthme (crise d'asthme au cours des 12 derniers mois)</b>								
Nombre d'observations		2 031	1 978	1 921	1 921	1 738	1 474	1 495
Santé mère		-.49 (.07) <sup>1</sup>	.07 (.07)	-.50 (.07) <sup>1</sup>	-.56 (.07) <sup>1</sup>	-.53 (.07) <sup>1</sup>	-.53 (.08) <sup>1</sup>	.45 (.08) <sup>1</sup>
Asthme	n.d	1.04 (.11) <sup>1</sup>	1.14 (.10) <sup>1</sup>	.81 (.12) <sup>1</sup>	1.00 (.20) <sup>1</sup>	.82 (.15) <sup>1</sup>	.77 (.14) <sup>1</sup>	1.02 (.17) <sup>1</sup>
SCRN 3 et +		.09 (.07)	.02 (.08)	.02 (.08)	.21 (.07) <sup>1</sup>	-.04 (.08)	.31 (.09) <sup>1</sup>	.15 (.09) <sup>3</sup>
Ln Rev. Famil.		-.09 (.06) <sup>3</sup>	-.12 (.05) <sup>2</sup>	-.07 (.06)	-.08 (.06)	-.22 (.06) <sup>1</sup>	-.21 (.07) <sup>1</sup>	-.18 (.07) <sup>1</sup>
<b>C : Avec variables croisées (asthme)*lnrevenu ou (problèmes chroniques)*lnrevenu</b>								
Asthme * lnrevenu	Tous cycles confondus	Cycles 2-3-4	Cycles 5 à 8	Problèmes de Santé Chronique *ln revenu		Tous cycles confondus		
Nbre d'observations	12 558	5 930	6 628	Nombre d'observations		9 260		
Ln Rev. Familial	-.132 (.033) <sup>1</sup>	-.109 (.041) <sup>1</sup>	-.149 (.039) <sup>1</sup>	Ln Rev. Familial		-.105 (.032) <sup>1</sup>		
Asthme	2.012 (.814) <sup>2</sup>	1.416 (.987)	2.933 (1.157) <sup>1</sup>	Problème Santé Chron.		1.944 (.664) <sup>1</sup>		
Asthme * lnrevenu	-.100 (.076)	-.039 (.093)	-.196 (.107) <sup>3</sup>	Prob. Santé Chron. * ln revenu		-.121 (.063) <sup>3</sup>		

1. Les écart-types robustes (estimateur Huber/White/sandwich de la variance) sont entre parenthèses. Seuils de confiance :  
 1=1 pourcent; 2=5 pourcent; 3=10 pourcent. Tous les résultats sont obtenus à partir d'estimations de modèles « probit ordonnés » avec les pondérations propres à chaque année.

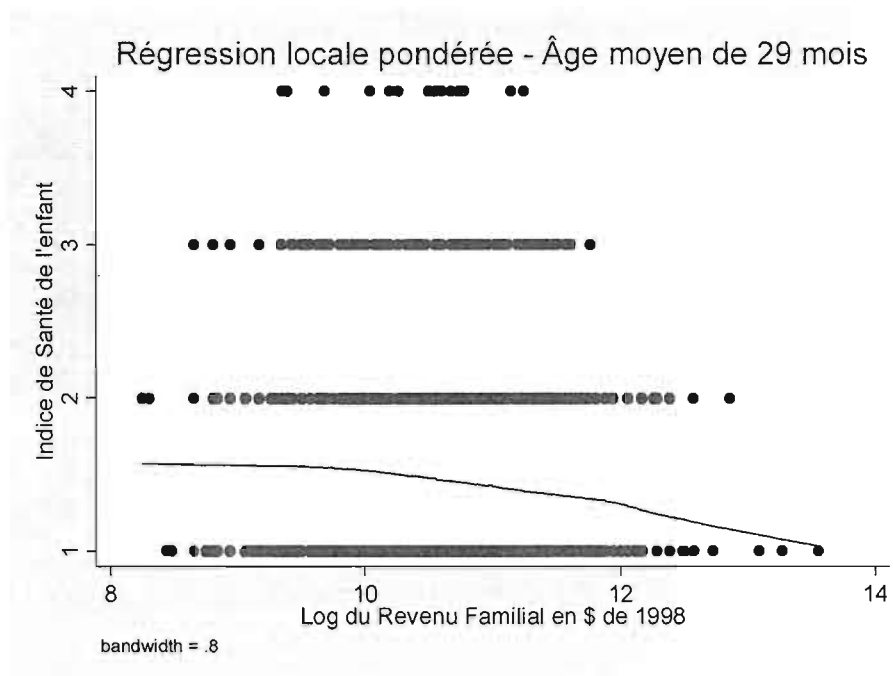
**Figure 1 : Espérance conditionnelle de l'état de santé en fonction du revenu par cycle (sans variables de contrôle)**



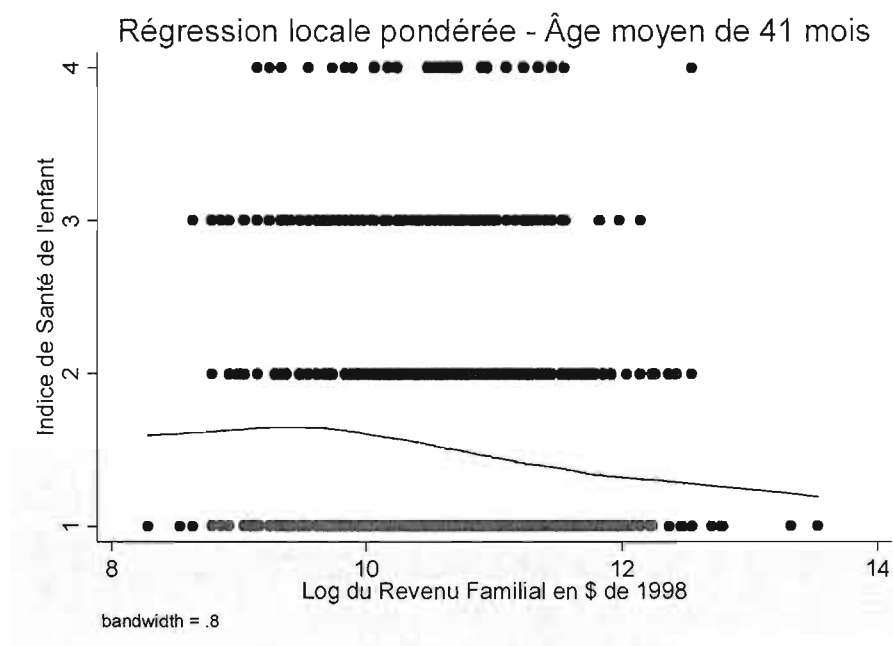
Cycle 1



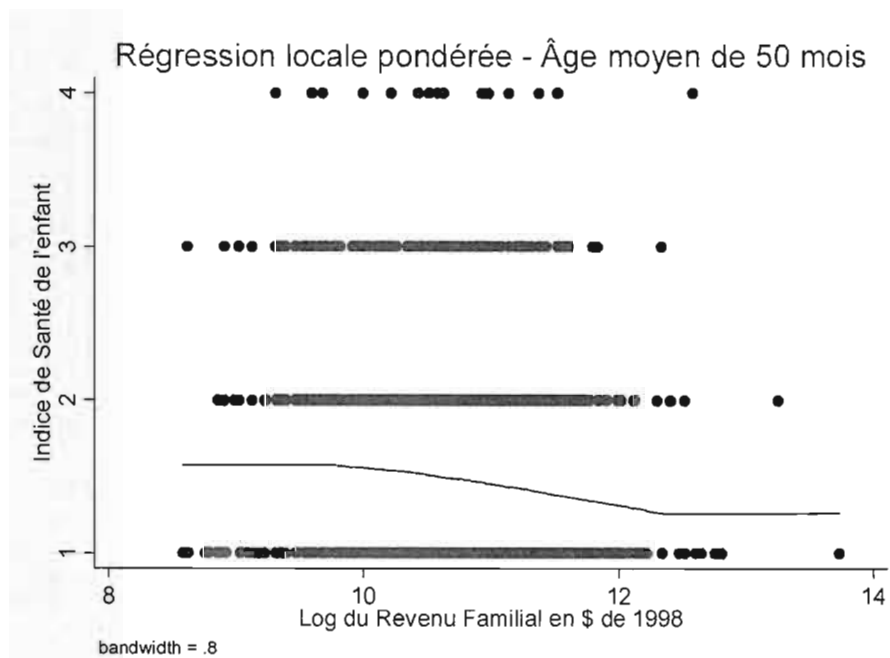
Cycle 2



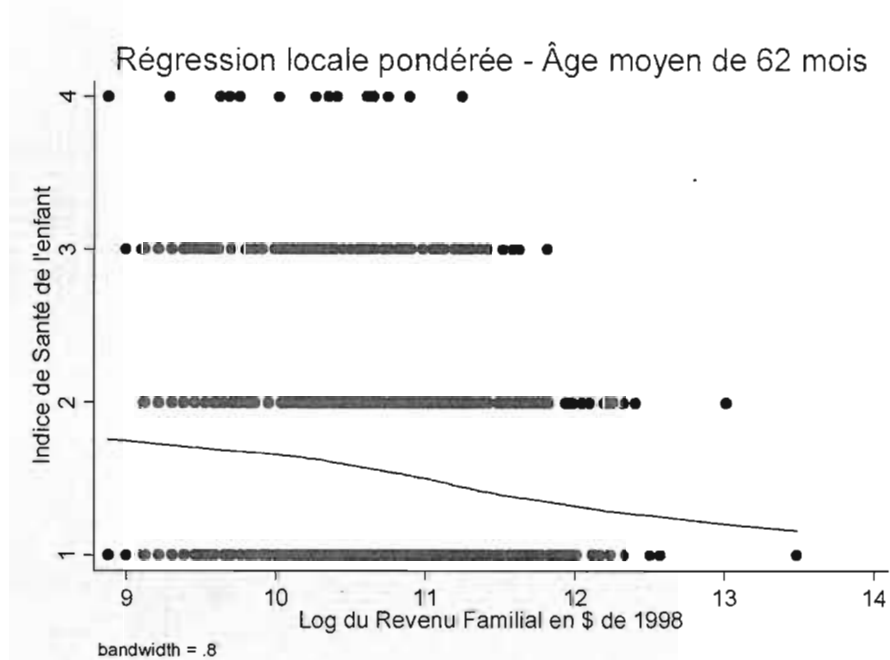
Cycle 3



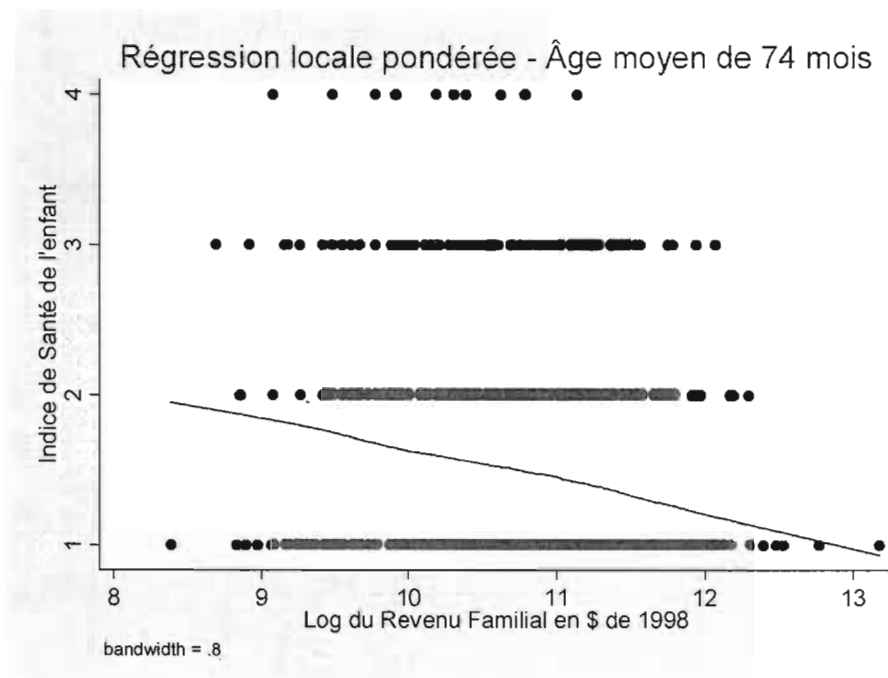
Cycle 4



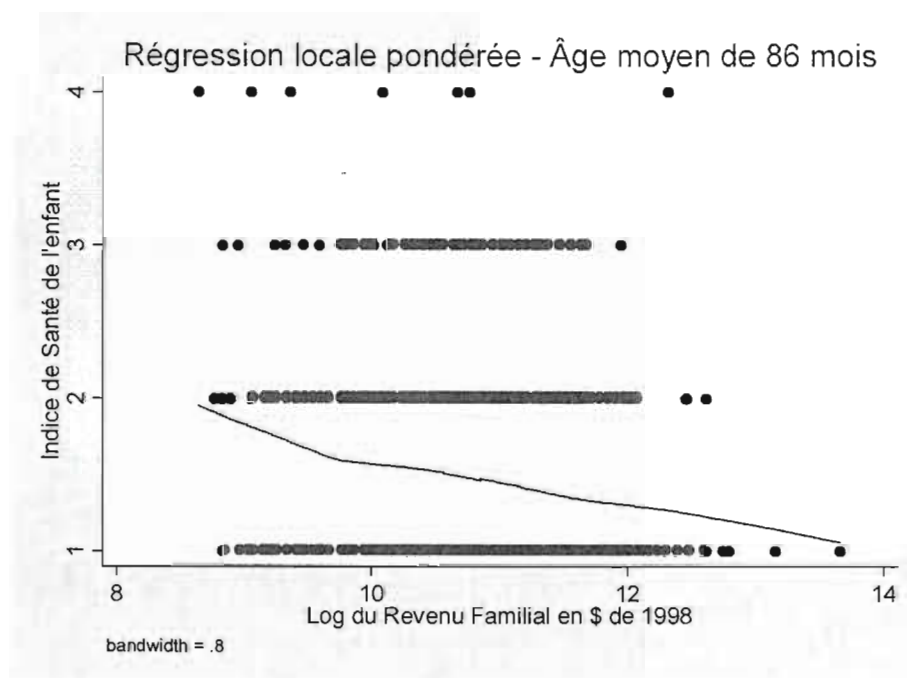
Cycle 5



Cycle 6

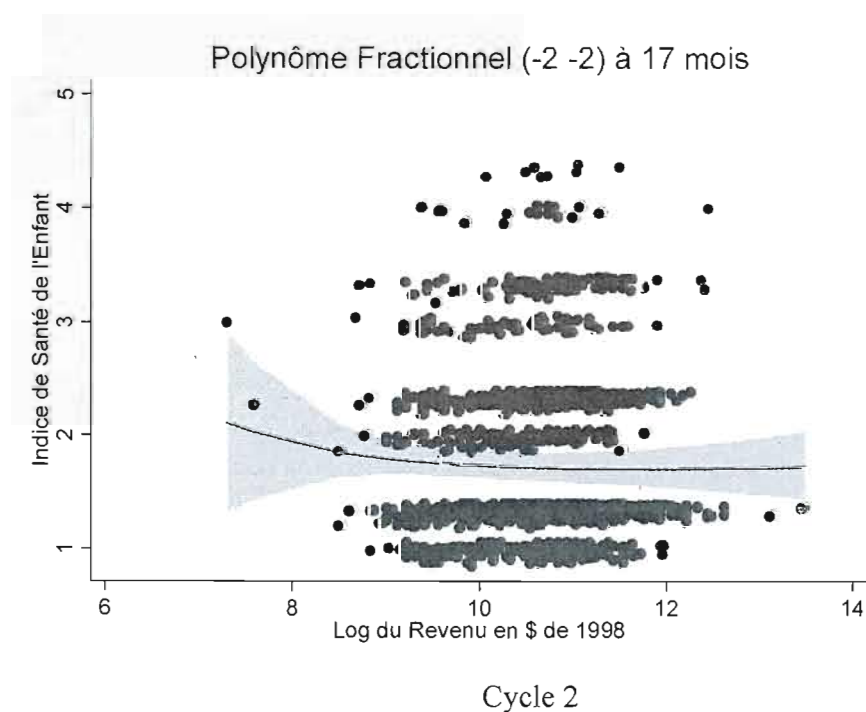
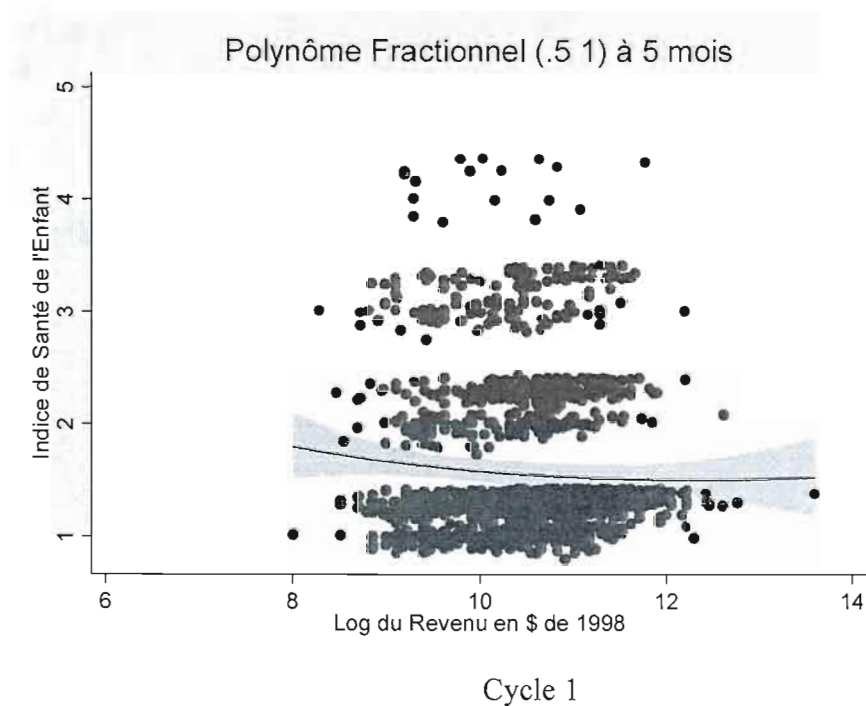


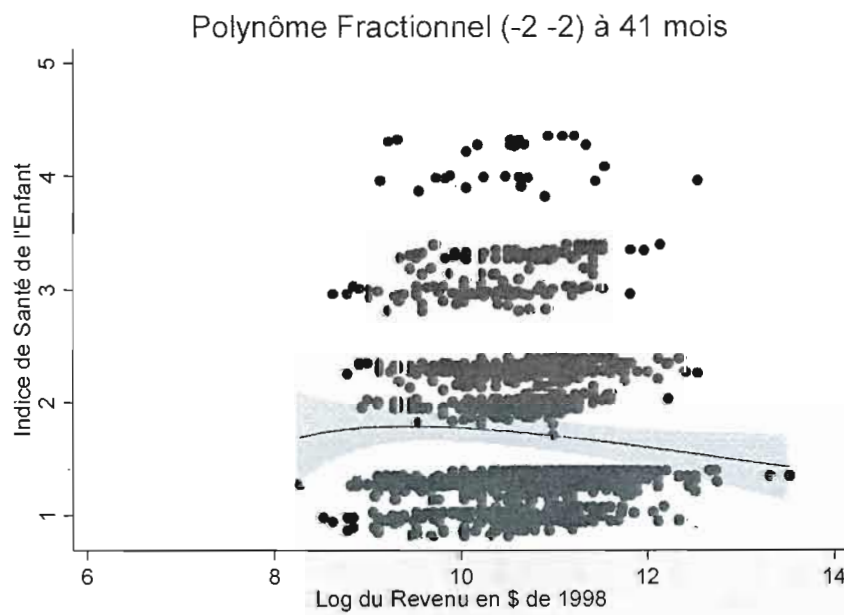
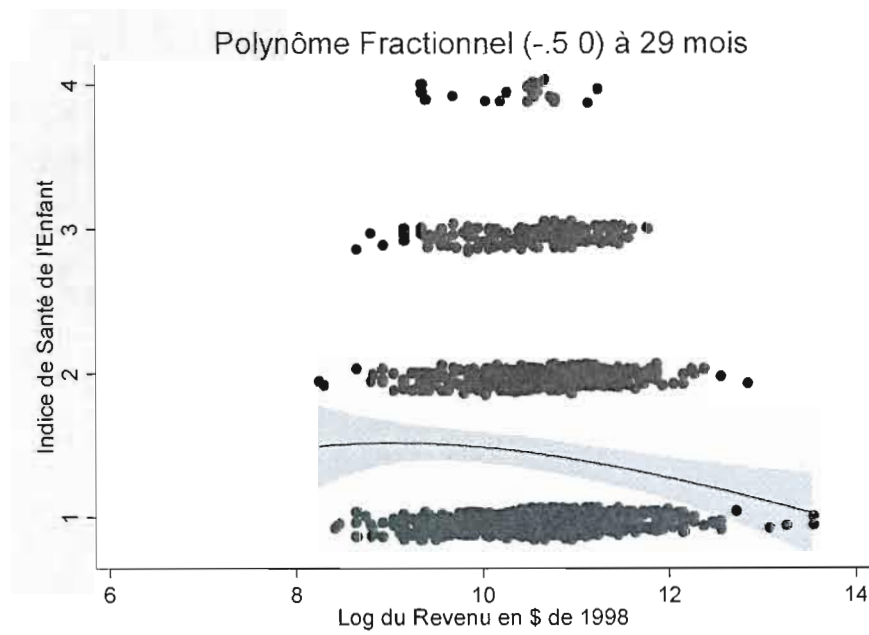
Cycle 7



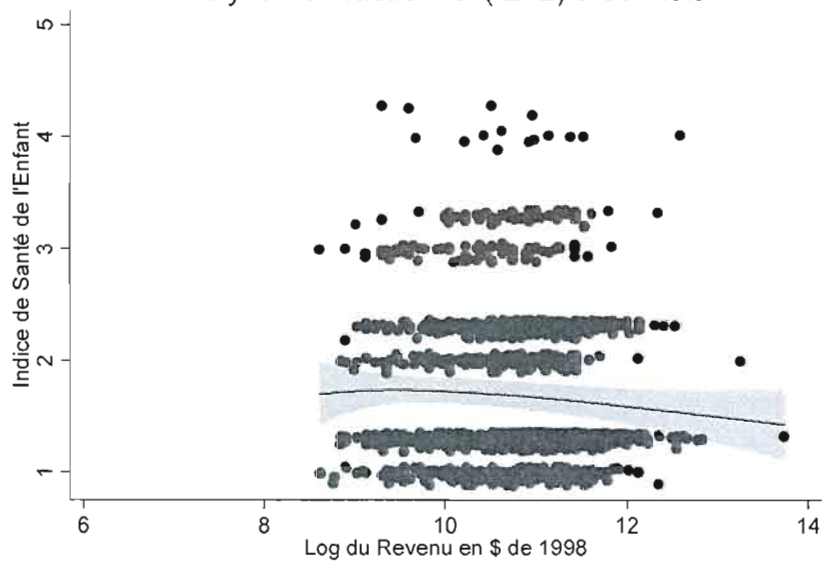
Cycle 8

**Figure 2 : Estimation polynomiale du gradient santé/revenu par cycle avec variables de contrôle santé, scolarité et âge de la mère; sexe, âge et fratrie du bébé**



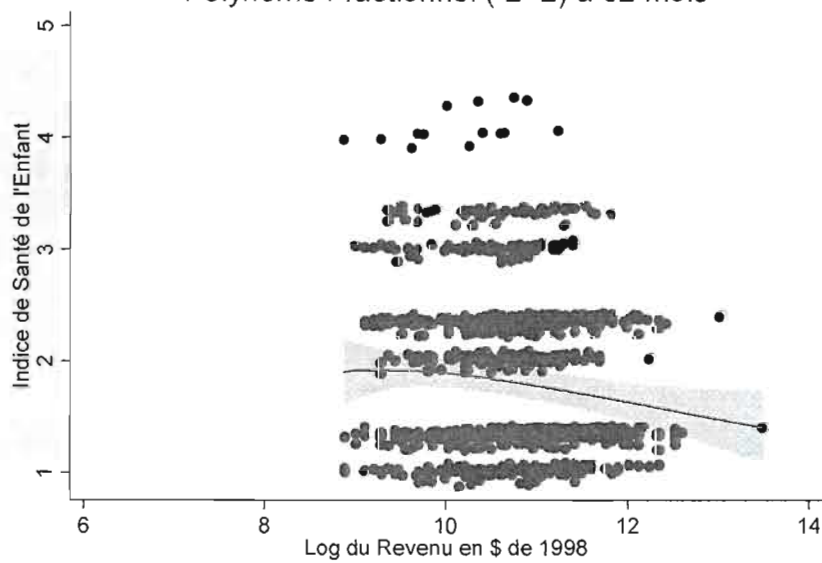


Polynôme Fractionnel (-2 -2) à 50 mois



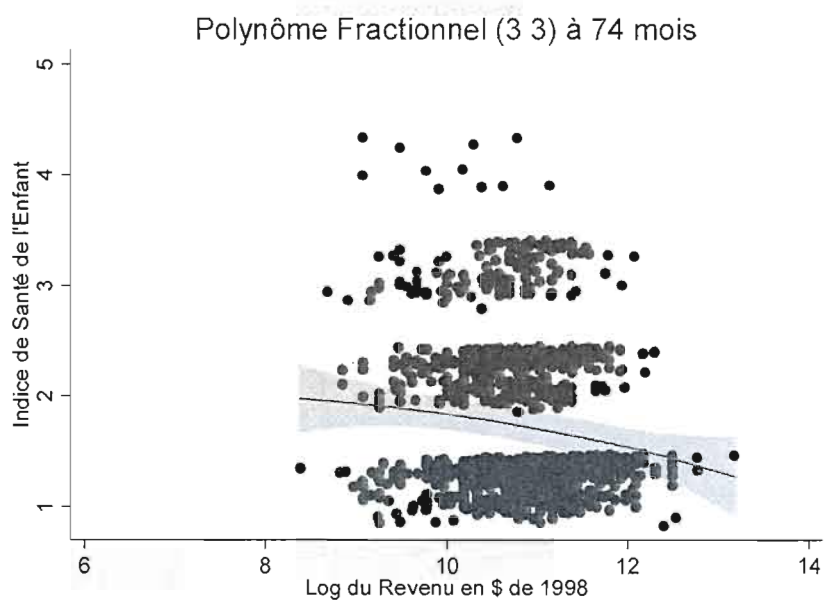
Cycle 5

Polynôme Fractionnel (-2 -2) à 62 mois

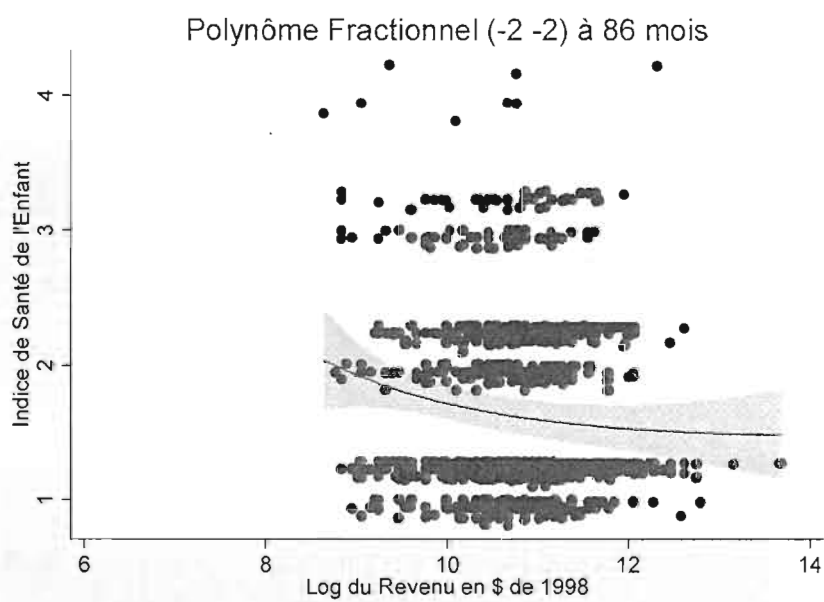


Cycle 6





Cycle 7



Cycle 8